

# Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique

## A Quarterly Core Model of the French Economy with Rational Expectations and Monopolistic Competition

Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Thierry Pujol

Volume 68, numéro 1-2, mars-juin 1992

Macroéconomie : développements récents

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602066ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602066ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Laffargue, J.-P., Malgrange, P. & Pujol, T. (1992). Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique. *L'Actualité économique*, 68(1-2), 225–261.  
<https://doi.org/10.7202/602066ar>

Résumé de l'article

L'article présente une maquette dynamique, chiffrée sur données trimestrielles de l'économie française, décrivant une situation de concurrence monopolistique à la fois sur le marché des biens et sur celui du travail. Sur ce dernier existe un effet de persistance conforme à la théorie « insider-outsider ». Le modèle est bouclé par la prise en compte de la consommation des ménages (revenu permanent) ainsi que des dépenses publiques et des échanges extérieurs. Après avoir étudié les propriétés de long terme de la maquette et vérifié les conditions d'existence et d'unicité de trajectoires d'anticipations rationnelles au voisinage de la solution stationnaire, des multiplicateurs dynamiques correspondant à des chocs transitoires non anticipés sont calculés et interprétés.

## UNE MAQUETTE TRIMESTRIELLE DE L'ÉCONOMIE FRANÇAISE AVEC ANTICIPATIONS RATIONNELLES ET CONCURRENCE MONOPOLISTIQUE\*

Jean-Pierre LAFFARGUE

CEPREMAP-PARIS I

Pierre MALGRANGE

CEPREMAP-CNRS

Thierry PUJOL

DP-FMI

**RÉSUMÉ** — L'article présente une maquette dynamique, chiffrée sur données trimestrielles de l'économie française, décrivant une situation de concurrence monopolistique à la fois sur le marché des biens et sur celui du travail. Sur ce dernier existe un effet de persistance conforme à la théorie «insider-outsider». Le modèle est bouclé par la prise en compte de la consommation des ménages (revenu permanent) ainsi que des dépenses publiques et des échanges extérieurs. Après avoir étudié les propriétés de long terme de la maquette et vérifié les conditions d'existence et d'unicité de trajectoires d'anticipations rationnelles au voisinage de la solution stationnaire, des multiplicateurs dynamiques correspondant à des chocs transitoires non anticipés sont calculés et interprétés.

**ABSTRACT** — *A Quarterly Core Model of the French Economy with Rational Expectations and Monopolistic Competition.* We present a small size dynamic macroeconomic model, numerically calibrated on quarterly French data, describing an economy working under imperfect competition on both labour and goods markets. The labour market exhibits a persistence effect relying on the insider-outsider theory. The closure of the model is obtained by household consumption (permanent income), by public spendings and by foreign trade. The long run properties of the model and the conditions for an unique rational expectations path in the neighbourhood of the steady state are successively analysed before computing and interpreting the dynamic multipliers associated with non anticipated transitory shocks.

---

\* Le présent papier est extrait du rapport du contrat de recherche avec le Commissariat Général du Plan n° 37-87, voir Laffargue *et al.* (1990). Nous avons bénéficié de nombreuses remarques et suggestions de J.P. Bénassy et de L. Salvat-Bronsard.

## INTRODUCTION

*Limites de la modélisation traditionnelle*

Les modèles macroéconométriques constituent des instruments précieux, construits et utilisés par un très grand nombre d'instituts de prévision, d'universités et d'administrations, à l'occasion de l'élaboration de projections macroéconomiques et d'études diverses (évaluations de politiques économiques, scénarios d'environnement, etc.).

Le schéma de construction retenu s'inspire la plupart du temps d'un noyau structurel théorique commun (synthèse néoclassique) : l'architecture keynésienne à court terme, gouvernée par la demande, est enrichie dans son fonctionnement dynamique d'une part par l'adjonction du mécanisme d'accumulation du capital et du progrès technique dans la tradition de la théorie de la croissance, d'autre part par la prise en compte progressive de l'offre (ajustements dynamiques des prix et des salaires en fonction des tensions sur les marchés des biens et du travail respectivement). Il en résulte que le système est contraint à un régime de fonctionnement «keynésien» d'excès d'offre tant sur le marché des biens que sur celui du travail, puisque ces ajustements ne comblent que partiellement les excédents d'offre (voir par exemple la maquette représentative de Deleau, Malgrange et Muet, 1981).

Les fondements théoriques de cette structure ont été l'objet de nombreuses critiques depuis une quinzaine d'années accusant les modèles standards (c.-à-d. d'inspiration keynésienne) de posséder certains vices majeurs qui rendent leur utilisation pour la préparation de la politique économique illusoire voire mystificatrice et dangereuse. Lucas (1976) l'a exprimée avec le plus de profondeur et de persuasion à l'occasion du développement de la théorie des anticipations rationnelles, bien que cette critique porte plus généralement sur la rationalité des agents. Il faut toutefois convenir que la modélisation macroéconomique «rationnelle» est actuellement peu développée en raison des difficultés tant de spécification que d'estimation selon les canons de la rationalité.

Les recherches se sont surtout orientées jusqu'à présent sur la construction de maquettes calculables d'équilibre général intertemporel, en général non estimées économétriquement mais chiffrées par «calibrage». Un représentant type de ce courant est le modèle du *Real Business Cycle* initié par Kydland et Prescott (1982) dont l'objectif est de reproduire un certain nombre de «faits stylisés» sur les fluctuations macroéconomiques à partir de seuls chocs d'offre appliqués à un modèle de croissance optimale. Signalons également, dans une direction perpendiculaire, la maquette de déséquilibre intertemporel de Blanchard et Sachs (1982).

*Les modèles de concurrence monopolistique*

Il est clair que les mécanismes keynésiens d'ajustements quantitatifs renvoient à des rigidités de prix engendrées par des imperfections de marché. L'une d'entre elles ayant souvent retenu l'attention est la concurrence monopolistique. Intuitivement, une telle situation implique que, face à une augmentation de la demande adressée à leur produit, les offreurs réagissent par une hausse simultanée

des quantités offertes et de leurs prix. Il apparaît qu'en situation de concurrence monopolistique, les firmes sont prêtes à produire davantage, à prix donnés. En d'autres mots, celles-ci sont en état d'excès d'offre au sens de la théorie du déséquilibre (voir Bénassy, 1987). Notons qu'il ne suffit pas de compléter le modèle par l'adjonction d'un fonctionnement non concurrentiel du marché du travail provoquant un excès d'offre généralisé, pour engendrer de «vrais» effets keynésiens. En effet, la concurrence monopolistique conduit à une fonction de demande de travail dépendant des *salaires réels* (équation de mark-up). La rigidité de ces derniers implique la fixation de l'emploi indépendamment du marché des biens et donc un fonctionnement «classique» du système (voir par exemple les contributions de Bénassy ou de Sneessens dans le présent volume). En bref, il est bien connu qu'il faut adjoindre une *rigidité nominale* des salaires au modèle de concurrence monopolistique pour obtenir un comportement keynésien. Dans la maquette présentée dans la suite, la rigidité nominale trouve son origine dans l'hypothèse que les négociations salariales portent sur les salaires de la période suivante.

De nombreux modèles macroéconomiques basés sur la concurrence monopolistique ont été réalisés, avec une spécification s'inspirant souvent de celle de Dixit et Stiglitz (1977). Citons Bénassy (1977, 1987, 1991), Negishi (1979), Hart (1982), Weitzman (1985), Blanchard et Kiyotaki (1987), Sneessens (1987, 1991).

### *Principes de la démarche suivie*

Le présent article présente successivement la dérivation de la spécification de la maquette, l'étude de ses propriétés à long terme, l'analyse enfin de ses propriétés dynamiques.

(i) – La situation décrite est celle d'une économie de concurrence monopolistique à la fois sur le marché des biens et sur celui du travail. Les entreprises, en grand nombre, offrent chacune un produit imparfaitement substituable aux autres produits, en combinant du capital et différentes qualifications (également imparfaitement substituables) de travail. Le fonctionnement du marché du travail s'inspire très directement de l'application macroéconomique par Blanchard et Summers (1986) de la théorie *insider-outsider* de Lindbeck et Snower (1986): les salaires nominaux résultent de négociations salariales et sont déterminés essentiellement par les employés, qui les fixent pour la période à venir, les entreprises gardant la maîtrise *ex post* de l'emploi. Il en résulte qu'une augmentation non anticipée de la demande incite les firmes à augmenter leurs prix à la période courante en même temps que leur offre. Ceci conduit à une baisse des salaires réels en raison de la prédétermination des salaires nominaux, induisant donc une embauche non anticipée.

La représentation des entreprises s'inspire du modèle de Maccini (1984) dont l'originalité est de traiter les stocks et la concurrence imparfaite avec la demande de facteurs. Les firmes, par maximisation de leur valeur boursière, déterminent en plus de l'emploi, l'investissement, la production, le prix de vente ainsi que le montant des stocks de leurs produits. La technologie de production est une fonction CES à rendements d'échelle constants. Le capital est sujet à des coûts

d'ajustements. Leur part de marché dépend du prix relatif de leur output ainsi que de son degré de disponibilité mesuré par le montant relatif de leurs stocks. Cette spécification conduit au mécanisme d'accélérateur usuel, mais tempéré par les mouvements de stocks et de prix.

La spécification retenue pour les ménages est très simple. Elle repose sur la notion d'agent représentatif de durée de vie infinie et dont les choix budgétaires peuvent se décomposer en plusieurs étapes : d'abord allocation dans le temps de la dépense globale (modèle de substitution intertemporelle de Hall, 1978), puis répartition du budget à court terme entre biens nationaux et biens importés, enfin décomposition en les différents biens produits dans l'économie, la dépense en biens étrangers n'étant pas différenciée (modèle de Dixit et Stiglitz, 1977).

Le modèle est bouclé par la prise en compte des dépenses gouvernementales et des échanges extérieurs. Le mode de financement des dépenses publiques est indifférent aux consommateurs et donc non pertinent ici. Les importations résultent des préférences des agents nationaux, et les exportations de celles des agents extérieurs. Supposant une mobilité imparfaite des capitaux et une hypothèse de change fixe, l'endettement national rapporté à la valeur des exportations détermine le taux d'intérêt nominal.

(ii) – Le système obtenu, d'une vingtaine d'équations, est alors étudié en régime de croissance équilibrée de long terme. La méthodologie est classique : transformation en variables réduites puis remplacement des variables anticipées et retardées par les éléments contemporains correspondants.

La présente maquette est une tentative pour donner des fondements «rationnels» à la modélisation macroéconométrique traditionnelle et doit être considérée comme un modèle théorique à coefficients numériques. Elle n'a pas fait l'objet d'une estimation économétrique mais a été simplement chiffrée par calage du long terme sur le point moyen des Comptes Nationaux Trimestriels en Base 80, stationnarisés sur la période 1970-1 1987-2.

(iii) – Toutes les simulations sont effectuées sur la maquette écrite en variables réduites et au voisinage de l'état stationnaire. Celle-ci contenant simultanément des variables présentes et futures est simulée par un algorithme original (Laffargue, 1990). On vérifie que la condition de Blanchard et Kahn (1980), portant sur les valeurs propres du système, est vérifiée pour le jeu de paramètres de référence. Des chocs de structure réalisés sur les paramètres montrent de plus la robustesse de cette propriété. Ils mettent également en évidence une affectation très marquée des valeurs propres, classées par paires symétriques autour de l'unité, aux divers mécanismes du modèle.

Les multiplicateurs dynamiques sont enfin calculés et interprétés, spécialement ceux correspondant à des chocs d'une durée de 10 périodes et non anticipés avant leur date de début, portant respectivement sur la demande des administrations et sur la productivité.

## 1. LA SPECIFICATION DE LA MAQUETTE

### 1.1 *Les biens*

#### 1.1.1 *Les biens produits nationalement*

Il existe  $m$  biens élémentaires indicés par  $i$ , de prix  $P_i$ , fabriqués chacun par une entreprise différente. Ces biens contribuent à la «production» d'une marchandise composite nationale. Plus précisément, en associant les montants  $V_i$ ,  $i = 1, \dots, m$ , d'inputs élémentaires, nous obtenons une quantité  $V$  d'output agrégé.

Une complication est maintenant introduite. Chaque firme dispose d'un stock  $S_i$  de son produit fini.  $\bar{S}$  désigne le stock moyen détenu par l'ensemble des entreprises, et n'aura pas besoin d'être défini avec plus de précision. Si un agent souhaite se procurer  $V_i$  il faut bien sûr qu'il en acquitte le prix d'achat  $P_i V_i$ , *Mais il doit supporter aussi un coût d'obtention, qui est d'autant plus élevé que la disponibilité relative du bien  $i$  est faible*, c'est-à-dire que le rapport  $S_i/\bar{S}$  est bas. Ce coût prend la forme d'une déduction dans la quantité  $V_i$ , dont seule une partie restera disponible pour «produire» du bien composite. Nous obtenons ainsi la formulation :

$$V^{\eta_1} = m^{\eta_1-1} \sum_i (S_i/\bar{S})^{-\eta_2} V_i^{\eta_1}, \quad 0 < \eta_1 < \eta_2 / (1-\eta_1) < 1 \quad (1)$$

Dans cette expression les mesures des biens élémentaires ont été implicitement renormées. En effet quand :  $S_i = \bar{S}$ , c'est-à-dire lorsque la disponibilité du bien  $i$  est moyenne, alors  $V_i$  représente la quantité de produit  $i$  *nette* du coût d'obtention associé.

La fonction (1) est homogène de degré 1 par rapport aux  $V_i$ . Aussi la composition du bien agrégé national  $V_i/V$  est la même pour tout utilisateur, quel que soit le montant de ce bien dont il a besoin. Elle s'obtient en minimisant le coût  $\sum_i P_i V_i$  sous la contrainte (1). Notons celui-ci par  $P V$ ,  $P$  s'interprétant comme le prix de production du bien composite national. Les conditions du premier ordre du programme permettent d'obtenir l'expression de  $P$ , c'est-à-dire la fonction duale de (1) :

$$P^{\eta_1/(\eta_1-1)} = \sum_i (S_i/\bar{S})^{-\eta_2/(1-\eta_1)} P_i^{\eta_1/(\eta_1-1)} / m \quad (2)$$

ainsi que le contenu du bien composite :

$$V_i/V = (1/m) (S_i/\bar{S})^{-\eta_2/(1-\eta_1)} (P_i/P)^{1/(\eta_1-1)} \quad (3)$$

Cette dernière relation s'interprète comme expliquant la part de marché du bien  $i$  par le prix relatif de celui-ci, et par le montant relatif des stocks de l'entreprise qui le fabrique. Nous retrouvons ainsi une spécification qui avait été introduite par Maccini (1984).

### 1.1.2 Le bien importé et le bien intérieur

Le bien intérieur est celui qui est consommé ou investi en France.  $C$  unités de celui-ci combinent  $V$  unités de produit composite, et  $M$  unités de marchandises importées dont le prix est  $P^*$ :

$$C^{(\sigma-1)/\sigma} = a^{1/\sigma} V^{(\sigma-1)/\sigma} + a^{*/\sigma} M^{(\sigma-1)/\sigma}, \sigma > 1, a + a^* = 1 \quad (4)$$

La fonction (4) étant homogène de degré 1, la composition du bien intérieur est indépendante du niveau souhaité de celui-ci. Elle s'obtient en minimisant le coût:  $PV + P^*M^*$ , sous la contrainte (4). Notons celui-ci par  $P_D C$ ,  $P_D$  s'interprétant comme le prix intérieur d'utilisation. Les conditions du premier ordre du programme permettent d'obtenir l'expression de  $P_D$ , c'est-à-dire la fonction duale de (4):

$$P_D^{1-\sigma} = a P^{1-\sigma} + a^* P^{*1-\sigma} \quad (5)$$

ainsi que la composition recherchée:

$$V/C = a (P/P_D)^{-\sigma} \quad (6)$$

$$M/C = a^* (P^*/P_D)^{-\sigma} \quad (7)$$

## 1.2 Les entreprises

Nous considérons d'abord l'équilibre d'une entreprise particulière. Puis nous effectuons l'agrégation de cet équilibre sur l'ensemble des firmes. Le temps est divisé en périodes et nous notons par  $t$  celle commençant à la date  $t$ .

### 1.2.1 Les choix de l'entreprise $i$

La production de cette firme durant la période  $t$  est:

$$Q_{it} = [\beta K_{i,t-1}^{-\omega} + \beta' (g^t L_{it})^{-\omega}]^{-1/\omega} - A (I_{it}/K_{i,t-1}) I_{it} + v_t/m \quad (8)$$

$$A > 0, g > 1, \omega > -1$$

$K_{i,t-1}$  est le capital disponible à l'instant  $t$  et pour la période qui suit. L'investissement  $I_{it}$  n'aura d'effet sur les capacités de production qu'à partir de la date  $(t+1)$ . Celui-ci a un coût d'installation représenté par le second terme du membre de droite.  $L_{it}$  est l'emploi, qui est parfaitement flexible. La fonction de production qui constitue le premier terme du membre de droite, est du type CES, à rendement d'échelle constant et avec un progrès technique représenté par le paramètre  $g$ . Elle sera notée par la suite  $F_{it}$ .  $v_t$  désigne un choc de productivité commun à toutes les firmes. Celui-ci, ainsi que les variables d'environnement indicées par  $t$ , sont connus à la date  $t$ .

L'entreprise est confrontée à une demande pour son produit, qu'elle satisfait entièrement:

$$V_{it} = (V_t/m) (S_{i,t-1}/\bar{S}_{t-1})^{\eta_2/(1-\eta_1)} (P_{it}/P_t)^{1/(\eta_1-1)} \quad (8')$$

$V_{it}$  représente les ventes de la firme et  $V_t$  celles de l'ensemble des producteurs nationaux.  $S_{i, t-1}$  désigne les stocks détenus par l'entreprise au début de la période, et  $\bar{S}_{t-1}$  est le montant moyen de ceux disponibles dans l'économie. La part de marché de l'entreprise,  $V_{it}/V_t$ , sera représenté par la fonction  $k_{it}/m$ . Nous avons enfin les relations comptables :

$$K_{it} = I_{it} + \mu K_{i, t-1} \quad (9)$$

$$S_{it} = Q_{it} - V_{it} + S_{i, t-1} \quad (10)$$

où  $(1-\mu)$  est le taux de dépréciation du capital.

À l'instant 0 l'entreprise détermine son plan de production pour les périodes courante et futures, contingent à la réalisation de tous les états de la nature possible, en maximisant l'espérance de son cash flow actualisé :

$$J_{i0} \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (P_{it} k_{it} V_t / m - w_t L_{it} - P_{Dt} I_t) \rho_t \quad (11)$$

$w_t$  est le taux de salaire nominal,  $\rho_t$  le facteur d'actualisation, et  $E_t$  désigne l'espérance mathématique conditionnellement à l'information disponible à la date  $t$ .

L'entreprise détermine l'emploi de façon à égaliser à chaque période la productivité marginale de ce facteur à son coût, corrigé du fait qu'un accroissement de la production requiert une baisse du prix de vente :

$$g^t \beta' (F_{it} / L_{it} g^t)^{\omega+1} = w_t / \eta_1 P_{it} \quad (12)$$

L'optimisation par rapport aux deux autres variables de contrôle, l'investissement et le prix de vente, conduit aux équations d'Euler :

$$E_t \rho_{t+1} \{ \mu P_{Dt, t+1} + \eta_1 P_{i, t+1} [\beta (F_{i, t+1} / K_{it})^{\omega+1} + A (I_{i, t+1} / K_{it})^2 + 2 \mu A I_{i, t+1} / K_{it}] \} = \rho_t (P_{Dt} + 2 \eta_1 P_{it} A I_{it} / K_{i, t-1}) \quad (13)$$

$$E_t \rho_{t+1} P_{i, t+1} (\eta_1 + \eta_2 k_{i, t+1} V_{t+1} / m S_{it}) = \rho_t \eta_1 P_{it} \quad (14)$$

L'équation (13) assure essentiellement l'égalité du gain généré à la date  $(t+1)$  par un franc investi à la date  $t$ , au taux d'actualisation. Cette relation est cependant corrigée par la prise en compte du coût d'installation des biens d'équipement et de ce qu'une élévation de la production requiert une baisse du prix de vente. L'équation (14) peut être réécrite :

$$E_t \rho_{t+1} P_{i, t+1} [1 + (1/\eta_1 - 1) \partial V_{i, t+1} / \partial S_{it}] = \rho_t P_{it} \quad (14')$$

Elle exprime le fait que l'entreprise accepte de transférer un montant de stock positif à la période suivante, bien que le prix du produit qu'elle vende ait un taux de croissance inférieur à celui d'actualisation, parce que ce stock aura un effet bénéfique sur les ventes futures.

### 1.2.2 Équilibre symétrique et agrégation

L'identité des paramètres entre toutes les firmes conduit à rechercher un équilibre symétrique, où pour toutes les dates et périodes nous ayons :  $P_{it} = P_t$ ,  $S_{it} = \bar{S}_t$ . Alors :  $k_{it} = 1$ .



L'agrégation est triviale: l'investissement, le capital, l'emploi, la production, les stocks, les ventes, ont les mêmes valeurs dans chaque entreprise. Leurs sommes seront identifiées par les mêmes notations sans l'indice  $i$ . Nous obtenons alors les équations (T1.1), (T1.2), et (T1.3) à (T1.6) du Tableau 1.

### 1.3 Les ménages

Les ménages ont tous les mêmes caractéristiques, ce qui permettra de confondre celui type que nous allons étudier, avec l'ensemble agrégé de ces agents.

À l'instant  $t$  le ménage hérite de la période précédente, d'un montant  $B_{t-1}$  de titres à court terme, et d'un certain nombre d'actions. Comme dans l'équilibre symétrique toutes les entreprises ont des caractéristiques et prennent des décisions identiques, nous supposons que le ménage possède la proportion  $s_{t-1}$  de la firme-type dont la valeur boursière est notée  $H_t$ . À la même date il amène le montant d'actions qu'il détient à  $s_t$ . L'entreprise-type génère un cash flow  $f_t$  qui est intégralement distribué<sup>1</sup>. Aussi le ménage perçoit  $s_t f_t$  de dividendes. Il reçoit aussi  $Y_t$ , sous forme de salaires et de transferts nets d'impôts, et il règle sa dépense de consommation de la période  $P_{Dt} C_t$ . Enfin, l'excédent des recettes sur les dépenses fait l'objet d'un placement à court terme. Celui-ci capitalisé au taux d'intérêt  $r_t$ , constituera le montant de titres courts détenus à la date  $(t+1)$ :

$$B_t = r_t [B_{t-1} - (s_t - s_{t-1}) H_t + s_t f_t + Y_t - P_{Dt} C_t] \quad (15)$$

À l'instant 0 le ménage détermine son plan de consommation des périodes courantes et futures, en maximisant l'espérance de son utilité actualisée:

$$U \equiv \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t E_0 u(C_t), \quad 0 < \gamma < 1, \quad u(C_t) \equiv C_t^{1-\lambda} / (1-\lambda), \quad \lambda \neq 1 \text{ et } > 0$$

$$\equiv \ln C_t, \quad \lambda = 1 \quad (16)$$

$(1/\gamma-1)$  est le taux d'escompte psychologique,  $\lambda$  représente l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle, et peut être interprété aussi comme le coefficient d'aversion relative pour le risque.

Il sera commode de présenter indépendamment deux aspects du programme d'optimisation.

a) Supposons que les plans pour  $B_t$ ,  $s_t$  et  $C_t$  soient optimaux. Nous savons qu'à l'équilibre symétrique  $s_t$  sera simplement égal au rapport du nombre d'entreprises à celui de ménages, noté  $s$ .  $U$  peut alors se réécrire:

$$U \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t u(a_t + s f_t / P_{Dt}), \text{ avec: } a_t = (-B_t / r_t + B_{t-1} + Y_t) / P_{Dt} \quad (16')$$

Le plan de production de l'entreprise-type doit être tel qu'il maximise  $U$  (l'identité des ménages empêche tout conflit d'intérêts entre actionnaires). Pour que le critère d'optimisation de l'entreprise introduit précédemment:

$$J_0 \equiv E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \rho_t f_t \quad (11')$$

1. Dans notre économie, où le théorème de Modigliani et Miller est vérifié de façon triviale, cette hypothèse ne restreint pas la généralité du développement.

conduise à ce résultat, il faut et il suffit que:  $d[\gamma^t u(a_t + s f_t / P_{Dt})] / df_t$ , soit proportionnel à:  $d(p_t f_t)$ . Cela s'écrit encore:

$$\rho_{t+1} / \rho_t = \gamma (C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}) / (C_t^{-\lambda} / P_{Dt}), t \geq 0 \quad (17)$$

Cette relation traduit l'égalité des taux de substitution intertemporelle des ménages et des entreprises.

b) Supposons maintenant que ce soit la série des  $f_t$  qui soit fixée à sa valeur optimale. L'optimum du programme du ménage par rapport aux variables de contrôle:  $C_t$ , et  $(s_t - s_{t-1})$ , conduit aux équations d'Euler:

$$\gamma E_t (C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}) - C_t^{-\lambda} / r_t P_{Dt} = 0 \quad (18)$$

$$\gamma E_t (H_{t+1} C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}) + (f_t - H_t) C_t^{-\lambda} / P_{Dt} = 0 \quad (19)$$

L'équation (18) exprime la substituabilité entre consommation courante et future anticipée en fonction du taux d'intérêt, du mouvement anticipé de prix et de l'impatience du ménage. En la combinant avec l'équation (17) elle permet d'établir:

$$\rho_t = r_t E_t \rho_{t+1} \quad (20)$$

D'où il est facile de déduire:

$$E_0 \rho_{t+1} \prod_{\tau=0}^t r_\tau = 1 \quad (21)$$

Si les taux d'intérêt des titres courts sont connus à l'instant zéro, l'espérance à cette date du facteur d'actualisation  $\rho_t$  est simplement égale à l'inverse de la composition des taux d'intérêt.

Ce résultat n'est pas contradictoire avec le suivant, qui est valide dans le cas général où la valeur  $r_t$  n'est parfaitement connue qu'à l'instant  $t$ . Les équations (17) et (18) permettent d'établir:  $\rho_{t+1} = (1 + \varepsilon_t) \rho_t / r_t$ , avec:  $1 + \varepsilon_t = (C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}) / E_t (C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1})$ . Nous avons bien sûr:  $E \varepsilon_t = 0$ . Supposons que les  $\varepsilon_t$  soient identiquement et indépendamment distribués, et que:

$|E \ln (1 + \varepsilon_t)|$  existe. Alors:  $(\rho_{t+1} / \rho_0) \prod_{\tau=0}^t r_\tau = y_t \equiv \prod_{\tau=0}^t (1 + \varepsilon_\tau)$ .

Nous remarquons que:  $(1/t) \ln y_t \equiv (1/t) \sum_{\tau=0}^t (1 + \varepsilon_\tau)$ , converge presque sûrement vers:  $E \ln (1 + \varepsilon) < 0$ , quand  $t$  augmente indéfiniment. Alors:  $y_t^{1/t}$  converge presque sûrement vers une limite inférieure à 1, et  $y_t$  vers zéro.

Ainsi le produit du facteur d'actualisation  $\rho_{t+1}$  et du produit des intérêts sur les titres courts:  $\prod_{\tau=0}^t r_\tau$ , converge presque sûrement vers zéro.

La raison pour laquelle on tend durablement à actualiser les cash flows à un taux supérieur à celui d'intérêt sur les titres courts, est la suivante. À la date  $t$  le ménage peut acheter des bons qui lui rapporteront un gain, disponible dans une période, mais d'un montant parfaitement connu. Il peut aussi renoncer à des dividendes et demander à l'entreprise d'investir davantage. Mais le cash flow supplémentaire dépendra des conditions de marché de la période suivante, qui ne seront connues qu'en  $(t + 1)$ .

En combinant l'équation (17) et la seconde condition d'Euler (19) nous obtenons :

$$\rho_t H_t = \rho_t f_t + E_t (\rho_{t+1} H_{t+1}) \quad (22)$$

d'où nous déduisons :

$$\rho_t H_t = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \rho_{t+\tau} f_{t+\tau} \equiv J_t \quad (23)$$

Si nous normons les facteurs d'actualisation en posant :  $\rho_0 = 1$ , nous constatons que le critère de choix de l'entreprise s'interprète comme la maximisation de sa valeur boursière courante.

Les équations (T1.7), (T1.8) et (T1.9) du Tableau 1 sont celles (15), (18) et (17) qui précèdent. Pour l'équation (15) nous avons remplacé le cash flow des entreprises par son expression, et remarqué que sa totalité était distribuée à l'ensemble des ménages.

#### 1.4 LES AUTRES ÉQUATIONS

##### 1.4.1 L'emploi

Il existe  $n$  métiers (qualifications professionnelles) indicés  $j$ , rémunérés au taux  $w_j$ . L'input travail utilisé par les entreprises combine ces qualifications. Plus précisément l'emploi d'un personnel  $L_j$  du métier  $j = 1, \dots, n$ , procure une quantité de travail  $L$  donnée par :

$$L = n^{1/\rho} \left( \sum_j L_j^{(\rho-1)/\rho} \right)^{\rho/(\rho-1)} \quad (24)$$

La fonction (24) est homogène de degré 1. Aussi la composition du facteur travail est la même pour toutes les firmes et indépendante du montant demandé de celui-ci. Elle s'obtient en minimisant le coût  $\sum_j w_j L_j$  sous la contrainte (24). Notons celui-ci par  $w L$ ,  $w$  s'interprétant comme le taux de salaire moyen. Les conditions du premier ordre du programme permettent d'obtenir l'expression de  $w$ , c'est-à-dire la fonction duale de (24) :

$$w^{1-\rho} = \sum_j w_j^{1-\rho} / n \quad (25)$$

ainsi que la composition du travail :

$$L_j / L = (1/n) (w_j / w)^{-\rho} \quad (26)$$

Tout membre de la population active a une qualification donnée et souhaite travailler un nombre d'heures fixé de manière exogène. Mais il peut aussi se trouver en chômage.

Le métier  $j$  comporte un groupe d'«insiders». Durant la période  $(t-1)$  ceux-ci fixent le taux de rémunération de leur qualification pour la période  $t$  :  $w_{jt}$ . Ils observent ce que font les autres métiers et connaissent ainsi  $w_t$ . Ils connaissent aussi la fonction de demande pour leur qualification (26). En revanche ils ne peuvent que prévoir l'emploi de la période  $t$ , qui sera fixé par les entreprises, qui elles en revanche ne pourront pas altérer  $w_{jt}$ . Les «insiders» cherchent à maximiser leur

rémunération tout en maintenant une probabilité de chômage pour les membres de leur groupe, qui reste acceptable.

Blanchard et Summers (1986) précisent ces hypothèses et démontrent alors qu'à la date  $(t-1)$  les «insiders» fixent le salaire  $w_{jt}$  de la période  $t$  de façon à assurer un rapport acceptable entre l'emploi prévu et le nombre de membres de leur groupe  $L'_{jt}$ :

$$E_{t-1} \ln L_{jt} = \ln (\alpha' L'_{jt}) \quad (27)$$

où  $\alpha'$  est un paramètre qui peut être supérieur ou inférieur à 1. Ces auteurs distinguent deux cas. Dans le premier  $L'_{jt}$  est égal à une proportion fixe  $\alpha''$  de la population active disponible ayant la qualification requise ( $\alpha' \alpha'' < 1$ ). Dans le second les «insiders» se confondent avec les personnes couramment employées.

Dans l'équilibre symétrique les rémunérations et l'emploi de chaque métier sont égaux:  $w_{jt} = w_t$ ,  $L_{jt} = L_t/n$ . La population active disponible est notée  $L^*$ . Les deux hypothèses considérées sur la composition du groupe des «insiders» conduisent aux deux spécifications extrêmes:

$$E_{t-1} \ln L_t = \ln (\alpha' \alpha'' L^*), \text{ ou: } E_{t-1} \ln L_t = \ln (\alpha' L_{t-1})$$

L'équation (T1.10) du Tableau 1 constitue une formalisation intermédiaire du marché du travail, qui se réduit à l'une de celles ci-dessus quand  $\alpha$  devient égal à 1 ou à 0.

Une dernière remarque est que nous avons supposé que dans l'équilibre symétrique tous les ménages étaient dans des situations identiques. Cette condition requiert que ceux qui sont employés paient une cotisation forfaitaire à un système d'assurance chômage. Celui-ci verse aux chômeurs une indemnité égale au salaire moyen net de la cotisation.

#### 1.4.2 Les administrations

Considérons la période  $t$  et raisonnons en francs constants. Les hypothèses de neutralité fiscale et que les entreprises françaises appartiennent aux ménages nationaux, impliquent que nous pouvons affecter l'ensemble des impôts nets de transferts de ces deux groupes d'agents, aux seuls ménages. Le montant qu'ils versent,  $T_t$ , constitue la ressource des administrations. Les dépenses de celles-ci sont composées de leur consommation  $G_t$  et des transferts publics nets à l'extérieur  $N_t$ . Leur déficit s'ajoute à la dette publique de la date  $t$ ,  $D_{t-1}$ . Celle-ci, ainsi que l'endettement extérieur, ont la forme de titres d'une période rémunérés au taux  $r_t$ . La dette publique de l'instant  $(t+1)$ ,  $D_t$ , est alors donnée par l'équation (T1.16) du Tableau 1. L'équation (T1.15) détermine les revenus salariaux et de transferts, nets des impôts, des ménages.

#### 1.4.3 L'extérieur

Les exportations françaises du bien national composite,  $X_t$ , sont données par l'équation (T1.14) du Tableau 1, où  $Y_t^*$  est un indicateur de la demande mondiale, et  $P_t^*$  le prix des biens étrangers concurrents.

TABLEAU I  
LA SPÉCIFICATION DU MODÈLE

| <i>Les équations</i>   |  |
|--|--|
| $Q_t = \{ \beta K_{t-1}^{-\omega} + \beta' [g^t L_t]^{-\omega} \}^{-1/\omega} - A I_t^2 / K_{t-1} + v_t$   | (T1.1)   |
| $I_t = K_t - \mu K_{t-1}$  | (T1.2)   |
| $Q_t - V_t = S_t - S_{t-1}$  | (T1.3)   |
| $\rho_t \eta_1 P_t = E_t \rho_{t+1} P_{t+1} [\eta_1 + \eta_2 V_{t+1} / S_t]$   | (T1.4)   |
| $\rho_t [P_{Dt} + 2\eta_1 P_t A_t I_t / K_{t-1}] = E_t \rho_{t+1} \{ \mu P_{D, t+1} + \eta_1 P_{t+1} [\beta (F_{t+1} / K_t)^{\omega+1} + A (I_{t+1} / K_t)^2 + 2\mu A I_{t+1} / K_t] \}$ | (T1.5)   |
| $\eta_1 P_t g^t \beta' (F_t / L_t g^t)^{\omega+1} = w_t$   | (T1.6)   |
| $B_t = r_t (B_{t-1} + Y_t - P_{Dt} C_t + P_t V_t - w_t L_t - P_{Dt} I_t)$  | (T1.7)   |
| $C_t^{-\lambda} / P_{Dt} = \gamma r_t E_t [C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}]$   | (T1.8)   |
| $\rho_{t+1} / \rho_t = \gamma (C_{t+1}^{-\lambda} / P_{D, t+1}) / (C_t^{-\lambda} / P_{Dt}), \quad \rho_0 = 1$   | (T1.9)   |
| $E_t \ln (L_{t+1}) = \alpha \ln (\alpha' \alpha'' L_{t+1}^*) + (1-\alpha) \ln (\alpha' L_t)$   | (T1.10)  |
| $P_{Dt} = [a P_t^{1-\sigma} + (1-a) P_t^*]^{1/(1-\sigma)}$   | (T1.11)  |
| $V_t = a (P_t / P_{Dt})^{-\sigma} (C_t + I_t + G_t) + X_t$   | (T1.12)  |
| $M_t = (1-a) (P_t^* / P_{Dt})^{-\sigma} (C_t + I_t + G_t)$   | (T1.13)  |
| $X_t = x_0 Y_t^{x1} (P_t / P_t^*)^{x2}$  | (T1.14)  |
| $Y_t = w_t L_t - T_t$  | (T1.15)  |
| $D_t = r_t (D_{t-1} + P_{Dt} G_t - T_t + N_t)$   | (T1.16)  |
| $U_t = r_t (U_{t-1} + P_t^* M_t - P_t X_t + N_t)$  | (T1.17)  |
| $r_t = \varphi_0 [U_t / (\pi P_t X_t) - \bar{u}]^{\varphi_1} + \bar{r},$<br>$\quad = \bar{r}$  | si: $U_t / (\pi P_t X_t) \geq \bar{u},$<br>sinon |
| $B_t = D_t - U_t$  | (T1.19)  |

Les 19 équations ne sont pas indépendantes: (T1.19) peut être déduite des relations (T1.7), (T1.11), (T1.12,) (T1.13) et (T1.15).

*Les variables**Endogènes*

- $C_t$  : consommation des ménages durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_{Dt}$ ).  
 $D_t$  : dette publique à la fin de la période  $t$  (F courants).  
 $I_t$  : investissement des entreprises durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_{Dt}$ ).  
 $K_t$  : capital productif des entreprises à la fin de la période  $t$  (F constants; prix =  $P_{Dt}$ ).  
 $L_t$  : population active occupée durant la période  $t$ .  
 $M_t$  : importations durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_t^*$ ).  
 $P_t$  : prix de production durant la période  $t$ .  
 $P_{Dt}$  : prix intérieur d'utilisation durant la période  $t$ .  
 $Q_t$  : production durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_t$ ).  
 $r_t$  : taux d'intérêt nominal des titres à court terme pour la période  $t$ .  
 $\rho_t$  : la valeur actualisée en F courants à la date 0 du cash flow en F courants de la période  $t$  est l'espérance du produit de ce cash flow par  $\rho_t$ .  
 $S_t$  : stock total des entreprises à la fin de la période  $t$  (F constants; prix =  $P_t$ ).  
 $U_t$  : endettement national à la fin de la période  $t$  (F courants).  
 $V_t$  : vente des entreprises durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_t$ ).  
 $B_t$  : portefeuille des titres à court terme détenus par les ménages à la fin de la période  $t$  (F courants).  
 $w_t$  : taux de salaire (F courants par homme-périodes) de la période  $t$ , déterminé durant la période  $(t-1)$ .  
 $X_t$  : exportations de la période  $t$  (F constants; prix =  $P_t$ ).  
 $Y_t$  : revenus salariaux et des transferts nets d'impôts des ménages durant la période  $t$  (F courants).

*Exogènes*

- $G_t$  : consommation des administrations durant la période  $t$  (F constants; prix =  $P_{Dt}$ ).  
 $L_t^*$  : population active disponible durant la période  $t$  (tendance temporelle nulle).  
 $N_t$  : transferts des administrations à l'extérieur durant la période  $t$  (F courants).  
 $P_t^*$  : prix des importations durant la période  $t$  (F courants).  
 $P_t^{**}$  : prix des biens étrangers concurrençant les exportations durant la période  $t$  (F courants).  
 $T_t$  : taxes et transferts des ménages déduits des transferts dont ils bénéficient durant la période  $t$  (F courants).  
 $v_t$  : choc de productivité de la période  $\tau$ .
-

La demande du bien intérieur est :  $C_t + I_t + G_t$ . Elle se répartit entre le bien produit nationalement et les importations selon la clé donnée par les équations (7) et (8). Nous obtenons ainsi les équations (T1.12) et (T1.13) du Tableau 1.

Le déficit commercial est :  $P_t^* M_t - P_t X_t$ . Accompagné des transferts publics à l'étranger  $N_t$ , il s'ajoute à la dette de la France à l'instant  $t$  :  $U_{t-1}$ . La dette extérieure de la date  $(t + 1)$  s'en déduit par l'équation (T1.17) du Tableau 1.

Nous supposons que le taux de change nominal est fixe. Une inflation étrangère et constante détermine alors le taux d'inflation tendanciel  $\pi$  de la France, duquel le taux effectif ne pourra pas s'écarter durablement. Le taux d'intérêt nominal du reste du monde  $\bar{r}$  est aussi exogène et constant. L'excédent du taux d'intérêt français  $r_t$  sur  $\bar{r}$  est une fonction croissante du taux d'endettement extérieur (rapporté aux recettes d'exportations) :  $U_t / (\pi P_t X_t)$ , au-delà d'une norme  $\bar{u}$ . En deçà il est constant et inférieur au taux d'escompte psychologique des ménages (équation (T1.18) du Tableau 1).

L'équation (T1.19) exprime enfin l'égalité de l'excédent de la dette publique sur celle extérieure, au montant de titres courts détenus par les ménages.

Nous supposons enfin que le taux d'intérêt se fixera à une valeur  $r$ , connue dès l'instant présent, à partir d'une date future, éventuellement éloignée. La solvabilité des ménages, des administrations, et de la France exigent que les dettes actualisées de ces trois agents tendent vers zéro quand le temps augmente indéfiniment :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} B_T / r^T = \lim_{T \rightarrow \infty} D_T / r^T = \lim_{T \rightarrow \infty} U_T / r^T = 0$$

### 1.5 Principes d'utilisation de la maquette

Nous nous plaçons à l'instant-1 et utilisons la maquette pour la prévision. Pour cela nous prenons l'espérance de ses équations, conditionnellement à l'information disponible. Le résultat obtenu peut s'écrire :  $E_{-1} f_t (y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, u_t) = 0$ ,  $t \geq 0$ , désigne les variables endogènes et  $u_t$  les exogènes. En remplaçant cette relation par :  $f_t (\hat{y}_{t-1}, \hat{y}_t, \hat{y}_{t+1}, E_{-1} u_t) = 0$ , nous déterminons une prévision  $\hat{y}_t$  qui n'est en général pas optimale, c'est-à-dire qui le plus souvent diffère de l'espérance de l'endogène conditionnellement à l'information initiale :  $E_{-1} y_t$ . En l'absence d'incertitude, c'est-à-dire quand les anticipations sont parfaites, ce défaut disparaît. Dans des situations plus réalistes nous ne pouvons qu'espérer que sa portée reste limitée. Il nous faut quand même remarquer que cette approximation conduit à introduire la relation :  $\rho_t = 1 / \prod_{\tau=0}^{t-1} r_\tau$ . Or nous avons vu que le rapport du membre de gauche à celui de droite tendait presque sûrement vers zéro quand  $t$  augmentait indéfiniment.

Dans le Tableau 2 la maquette a été réécrite en variables réduites. Pour cela Un premier bloc interdépendant de 14 équations peut être isolé. Il détermine la valeur à la date  $t$  de 14 endogènes ( $C_t, I_t, K_t, \Delta L_t, L_t, M_t, P_t, P_{Dt}, Q_t, r_t, S_t, U_t, V_t, X_t$ ) en fonction de celles retardées de 5 endogènes prédéterminées ( $K_{t-1},$

TABLEAU 2

## LA MAQUETTE EN VARIABLES RÉDUITES

*Bloc interdépendant*

$$Q_t = \{\beta [K_{t-1}/g]^{-\omega} + \beta' L_t^{-\omega}\}^{-1/\omega} - A I_t^2 g/K_{t-1} + v_t \quad (T2.1)$$

$$I_t = K_t - [\mu/g] K_{t-1} \quad (T2.2)$$

$$Q_t - V_t = S_t - S_{t-1}/g \quad (T2.3)$$

$$\eta_1 P_t = [\pi/r_t] P_{t+1} [\eta_1 + \eta_2 g V_{t+1}/S_t] \quad (T2.4)$$

$$P_{Dt} + 2\eta_1 P_t A g I_t/K_{t-1} = [\pi/r_t] \{\mu P_{Dt+1} + \eta_1 P_{t+1} \quad (T2.5)$$

$$[\beta[\beta + \beta'(g(\Delta L_t + L_t)/K_t)^{-\omega}]^{-1-1/\omega} + A [g I_{t+1}/K_t]^2 + 2\mu A g I_{t+1}/K_t\} \\ C_t^{-\lambda}/P_{Dt} = \gamma [r_t/\pi] C_{t+1}^{-\lambda}/P_{Dt+1} \quad (T2.8)$$

$$\ln(\Delta L_t + L_t) = \alpha \ln(\alpha' \alpha'' L_{t+1}^*) + (1-\alpha) \ln(\alpha' L_t) \quad (T2.10)$$

$$P_{Dt} = [a P_t^{1-\sigma} + (1-a) P_t^{*1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad (T2.11)$$

$$V_t = a (P_t/P_{Dt})^{-\sigma} (C_t + I_t + G_t) + X_t \quad (T2.12)$$

$$M_t = (1-a) (P_t^*/P_{Dt})^{-\sigma} (C_t + I_t + G_t) \quad (T2.13)$$

$$X_t = x_0 Y_t^{*x1} (P_t/P_t^{**})^{x2} \quad (T2.14)$$

$$U_t = r_t (U_{t-1}/[g \pi] + P_t^* M_t - P_t X_t + N_t) \quad (T2.17)$$

$$r_t = \varphi_0 [U_t/(\pi P_t X_t) - \bar{u}^{\varphi1} + \bar{r}, \quad \text{si: } U_t/(\pi P_t X_t) \geq \bar{u}, \quad (T2.18) \\ = \bar{r} \quad \text{sinon}$$

$$L_t = \Delta L_{t-1} + L_{t-1} \quad (T2.20)$$

*Épilogue*

$$w_t = \eta_1 P_t \beta' [\beta [K_{t-1}/(g L_t)]^{-\omega} + \beta']^{-1-1/\omega}, t \geq 1 \quad (T2.6)$$

$$\rho_{t+1}/\rho_t = 1/r_t \quad (T2.9)$$

$$Y_t = w_t L_t - T_t \quad (T2.15)$$

$$D_t = r_t (D_{t-1}/[g \pi] + P_D G_t - T_t + N_t) \quad (T2.16)$$

$$B_t = D_t - U_t \quad (T2.19)$$

*Définition des variables réduites*

$g$  = taux de croissance de la productivité de travail.

$\pi$  = taux d'inflation tendanciel.

Variables non déflatées:  $\Delta L_t, \rho_{t+1}/\rho_t, L_t, L_t^*, r_t$ .

Variables déflatées par  $g^t$ :  $C_t, I_t, V_t, M_t, Q_t, X_t, K_t, S_t, G_t, Y_t^*, v_t$ .

Variables déflatées par  $\pi^t$ :  $P_t, P_{Dt}, P_t^*, P_t^{**}$ .

Variables déflatées par  $(g \pi)^t$ :  $Y_t, D_t, U_t, W_t, w_t, N_t, T_t$ .



$\Delta L_{t-1}, L_{t-1}, S_{t-1}, U_{t-1}$ ) et de celles avancées de 5 endogènes anticipées ( $C_{t+1}, I_{t+1}, P_{t+1}, P_{Dt+1}, V_{t+1}$ ). Les exogènes sont:  $G_t, L_t^*, N_t, P_t^*, P_t^{**}, v_t$ .

Les conditions initiales comprennent les valeurs à l'instant - 1 de quatre des variables prédéterminées:  $K_{-1}, L_{-1}, S_{-1}, U_{-1}$ .  $\Delta L_{-1} = L_0 - L_{-1}$ , n'est pas alors observé. Mais le salaire qui prévaudra à la période suivante,  $w_0$ , a déjà été fixé par les représentants des employés et est donc connu. Comme les entreprises égaliseront à celui-ci la productivité marginale du travail, nous obtenons la cinquième condition initiale:

$$\eta_1 P_0 \beta' [\beta (K_{-1} / g L_0)^{-\omega} + \beta']^{-1 - 1/\omega} = w_0 \quad (12')$$

Notre prévision fait l'hypothèse que les variables exogènes seront constantes au delà d'une certaine date. Nous appelons solution du modèle toute trajectoire des variables endogènes qui vérifie les équations et les conditions initiales, et qui converge vers l'état stationnaire associé aux valeurs de long terme des exogènes.

Un second bloc d'équations, que nous appellerons épilogue, peut être résolu postérieurement de façon réursive, et détermine les variables endogènes non encore prises en compte. La variable exogène impôts,  $T_t$ , qu'il introduit, a son évolution à l'infini contrainte par la nécessité d'assurer la solvabilité des administrations:  $\lim_{T \rightarrow \infty} D_T (g\pi/r)^T = 0$ .

## 2. LE LONG TERME

Cette section est consacrée à la présentation et à l'étude des propriétés de long terme de la maquette: calibrage sur les données comptables trimestrielles françaises et analyse des propriétés du modèle ainsi quantifié.

### 2.1 Valeurs initiales de la croissance équilibrée

Le modèle de long terme s'obtient immédiatement à partir du modèle en variables réduites, en remplaçant les variables retardées et avancées par les éléments contemporains correspondants. On aboutit à un système de relations simultanées dont la résolution, à partir de la donnée des variables exogènes, fournit l'ensemble des conditions initiales conduisant à une croissance équilibrée du modèle dynamique original c'est-à-dire à un état stationnaire du modèle dynamique en variables réduites.

Le Tableau 3 ci-dessous reprend l'ensemble des équations du modèle de long terme décomposé en trois blocs hiérarchiques avec une numérotation des équations cohérente avec celle des tableaux de la section précédente.

La variation d'emploi est évidemment nulle en état stationnaire. Le niveau de l'emploi est prédéterminé de même que le taux d'intérêt. Le cœur détermine l'ensemble des éléments de l'offre et de la demande de biens ainsi que les prix et la dette extérieure. Les salaires de même que la dette de l'État et le patrimoine des ménages apparaissent comme des purs résultats post-déterminés par rapport au reste du modèle.

TABLEAU 3  
LE MODÈLE DE LONG TERME

|  |   |
|--|---|
| (I) <i>Bloc prédéterminé (prologue)</i>  |   |
| $\Delta L = 0$   | (T3.3)                                    |
| $r = \pi / \gamma$   | (T3.9)                                    |
| $L = \alpha' L^*$  | (T3.11)                                   |
| (II) <i>Bloc simultané (cœur)</i>  |   |
| $Q = \{ \beta [K/g]^{-\omega} + \beta' L^{-\omega} \}^{-1/\omega} - A (g-\mu)^2 K/g + v$           | (T3.1)                                    |
| $I = [(g - \mu / g) K$   | (T3.2)                                    |
| $Q - V = (g-1) S/g$  | (T3.3)                                    |
| $S = \eta_2/\eta_1 V g \pi/(r-\pi)$  | (T3.4)                                    |
| $[(r-\pi)/\pi + 1-\mu] P_D/P = \eta_1 \{ \beta [\beta + \beta' (g L / K)^{-\omega}]^{-1-1/\omega}$ | (T3.5)                                    |
| $- A (g - \mu) (2 (r-\pi)/\pi + 2 - g - \mu) \}$   |   |
| $P_D = [a P^{1-\sigma} + (1-a) P^*{}^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$                                   | (T3.11)                                   |
| $V = a(P / P_D)^{-\sigma} (C + I + G) + X$   | (T3.12)                                   |
| $M = (1-a) (P^* / P_D)^{-\sigma} (C + I + G)$  | (T3.13)                                   |
| $X = x_0 Y^{*x_1} (P / P^{**})^{x_2}$  | (T3.14)                                   |
| $U = r / [1-r / (g \pi)] [P^* M - P X + P^* N]$  | (T3.17)                                   |
| $r = \varphi_0 [U / (\pi P X) - \bar{u}]^{\varphi_1} + \bar{r},$                                   | si: $U / (\pi P X) \geq \bar{u},$ (T3.18) |
| $s$  |   |
| $= \bar{r}$  | sinon                                     |
| III <i>Bloc post-déterminé (épilogue)</i>  |   |
| $w = \eta_1 P \beta' \{ \beta [K / (g L)]^{-\omega} + \beta' \}^{-1-1/\omega}$                     | (T3.6)                                    |
| $\rho_{t+1}/\rho = 1 / r$  | (T3.9)                                    |
| $Y = w L - T$  | (T3.15)                                   |
| $D = r / [1-r/(g \pi)] [P_D G - T + P^* eN]$   | (T3.16)                                   |
| $B = D - U$  | (T3.19)                                   |

Il est intéressant de confronter le système obtenu à la structure de long terme sous-jacente aux modèles macroéconométriques usuels. L'offre de production de long terme (T3.1) intègre, contrairement à l'habitude, les coûts d'ajustements tendanciels des facteurs, ici en l'occurrence le capital. Les relations (T3.2) et (T3.3) sont de simples relations de définition. Les stocks (T3.4) sont liés à la demande par un facteur de proportionnalité dépendant du coût d'opportunité  $(r - \pi)/(\pi g)$  (relation classique de stock désiré). La relation (T3.5), étant donné sa com-

plexité, mérite quelques commentaires. Supposons une entreprise en situation de concurrence monopolistique dotée d'une technologie de production  $Q = f(K, L)$  et faisant face à une demande perçue de la forme:  $k P^{-1/(1-\eta_1)}$ , avec  $P$ , prix de son output et  $k$ , constante. Notant  $CC$  le coût nominal d'usage du capital, la maximisation de son profit la conduira à la relation:  $CC/P = \eta_1 f'_k$ . Cette expression peut être vue comme le noyau de l'équation (T3.5) dont le terme de gauche explicite de manière classique le coût d'usage  $CC$ . Le terme de droite diffère de l'expression ci-dessus par la prise en compte, dans le calcul de la productivité marginale, du coût d'ajustement tendanciel du capital non nul si  $A \neq 0$  et  $g \neq \mu$ . On sait que l'hypothèse de firmes compétitives et contraintes par la demande conduit à une influence des *coûts relatifs* qui, ici, n'apparaissent pas. Notre spécification traite en effet de manière cohérente la dérivation des demandes de facteurs et des prix d'offre (concurrence monopolistique).

Les trois équations suivantes (T3.11), (T3.12) et (T3.13) répartissent la demande intérieure entre bien produit nationalement et importations et définissent le prix agrégé de la demande de manière également cohérente. On note que de ces relations on peut déduire l'équilibre des biens et services en valeur suivant:

$$P(V - X) + P^*M = P_D(C + I + G).$$

On doit également noter ici une caractéristique de la maquette liée à la distinction explicite de deux biens composites, le bien produit nationalement et le bien importé: l'absence d'équilibre comptable «en volume». En d'autres mots, la relation

$$Q + M = C + I + G + DS + X$$

n'a aucune raison d'être vérifiée. Ce n'est le cas que si les biens nationaux et importés sont strictement complémentaires ( $\sigma = 0$ ), impliquant des parts de dépense en volume constantes.

Les trois dernières équations du cœur (T3.14), (T3.17) et (T3.18) sont standards.

Des cinq équations de l'épilogue, seule la première (T3.6) n'est pas une relation de définition. Elle résulte de la demande de travail des firmes et est susceptible des mêmes commentaires que la demande de capital (T3.5).

## 2.2 Calibrage de la maquette

Une méthode de quantification, frustrante mais simple et robuste, a été utilisée. Le principe de base est de «caler» la solution de long terme sur les comptes macroéconomiques d'une période de référence, en résolvant en quelque sorte le modèle à l'envers, prenant les paramètres comme endogènes et les variables du modèle comme exogènes.

### 2.2.1 Statistiques de référence et spécification des équations de long terme

Le principe général a été de caler autant que possible le long terme sur le *point moyen de l'échantillon préalablement stationnarisé*: il est facile de vérifier que, si un modèle dynamique est linéaire, une estimation économétrique, par les

moindres carrés, des paramètres sur des données stationnaires conduit à un modèle de long terme «passant» par le point moyen de l'échantillon. Malheureusement, cette propriété devient approximative dès lors que le modèle n'est pas linéaire et/ou les données ne sont pas stationnaires. Cependant un calibrage par ajustement sur le point moyen fournit une première évaluation dont on peut penser qu'elle n'est pas trop irréaliste compte tenu de la simplicité de sa mise en œuvre, et qu'elle ne serait pas fondamentalement remise en cause par l'estimation économétrique.

La base de données, extraite des Comptes Nationaux Trimestriels en Base 80, couvre la période 1970-1 à 1987-2. Cette base a d'abord été «stationnarisée» de manière compatible avec la croissance équilibrée sous-jacente à la maquette : évolution de toutes les quantités réelles autour d'une tendance exponentielle unique  $g$ , de même pour les prix ( $\pi$ ), enfin pour les variables de population et d'emploi ( $n$ ).

Les valeurs numériques retenues pour les trois facteurs de croissance trimestriels sont les suivantes :

$$g = 1,0067 \quad \pi = 1,017 \quad n = 1,00,$$

correspondant à une croissance en moyenne annuelle de 2,7 % et 7 % respectivement pour les volumes et pour les prix.

Les unités sont pour les agrégats de biens et services la centaine de milliards de F. de telle sorte que ces variables soient d'un ordre de grandeur de un. L'emploi est mesuré en millions d'individus. Les valeurs moyennes obtenues pour les différentes grandeurs pertinentes sont données dans le Tableau 4 ci-dessous :

TABLEAU 4  
VALEURS MOYENNES STATIONNARISÉES

|      | Moyenne<br>échantillon | Maquette |             | Moyenne<br>échantillon | Maquette |
|------|------------------------|----------|-------------|------------------------|----------|
| $Q$  | 4,37207                | 4,37207  | $P/Pd$      | 1,01631                | 1,02038  |
| $M$  | 1,10936                | 1,11460  | $P/P^*$     | 1,08600                | 1,08999  |
| $C$  | 2,97620                | 2,98038  | $Pd/P^*$    | 1,06416                | 1,06822  |
| $I$  | 0,62139                | 0,62139  | $wL/(PQ)$   | 0,54509                | 0,54509  |
| $VS$ | 0,04775                | 0,04775  | $w$         | 0,19479                | 0,19661  |
| $G$  | 0,79719                | 0,79719  | $r$ (oblig) | 1,02692                | 1,02692  |
| $X$  | 1,03890                | 1,03578  | $L$         | 13,2122                | 13,2122  |
| $V$  | 4,32432                | 4,32432  | $K$         | 34,7252                | 34,7252  |
| $S$  |                        | 7,17037  | $N$         |                        | 0,014397 |

Les agrégats macroéconomiques correspondent à ceux du secteur marchand des Comptes Nationaux Trimestriels. Les dépenses autonomes sont calculées par solde comptable. Les ventes sont définies par l'écart entre la production  $Q$  et les variations de stocks  $VS$ . La maquette supposant un arbitrage identique entre biens

agrégés nationaux et étrangers, le prix de la demande,  $P_D$ , a été calculé par la formule de cohérence suivante :

$$P_D = (P (V - X) + P^* M) / (C + I + G).$$

Il est facile de voir que, si on double  $P^*$  et  $P^{**}$  dans la maquette, aucune grandeur réelle n'est modifiée. En d'autres mots, les prix étrangers peuvent servir de numéraire, à condition de supposer que  $P^*$  et  $P^{**}$  sont reliés à long terme par une relation stricte de proportionnalité. On peut en bref poser sans perte de généralité  $P^* = P^{**} = 1$ .

Le taux de salaire est calculé à partir de la statistique de la part salariale dans la production ainsi que des valeurs moyennes de  $Q$ ,  $L$  et  $P$ . Le taux d'intérêt  $r$  provient de la série des taux des obligations convertis en taux trimestriels. Enfin, la série de capital  $K$  est extraite de la base de données trimestrielles de l'INSEE.

La maquette retient en tout 21 variables et fait intervenir 23 paramètres. 13 d'entre eux :  $\omega$ ,  $A$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$ ,  $\alpha'$ ,  $\alpha''$ ,  $\sigma$ ,  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $\varphi_1$ ,  $\bar{u}$  et  $\bar{r}$ , peuvent être choisis librement.  $g$  et  $\pi$  ont été déterminés plus haut. Les 9 paramètres restant sont calculés par inversion de relations du modèle de long terme. En notant par  $F$  la fonction de production hors coûts d'ajustements, on a successivement :

$$F = Q + A (g - \mu) I$$

$$\mu = g (1 - I / K)$$

$$\gamma = \pi / r$$

$$\eta_1 = [c P_D (K/g) + wL] / [P(F - HK/g)], \quad \text{avec : } c = (r - \pi) / \pi + 1 - \mu, \\ \text{et : } H = A (g - \mu) (2 (r - \pi) / \pi + 2 - g - \mu)$$

$$(III) \quad \eta_2 = S \eta_1 / [V \pi g / (r - \pi)]$$

$$\beta' = w / [P \eta_1 (F / L)^{1 + \omega}]$$

$$\beta = [F^{-\omega} - \beta' L^{-\omega}] (K / g)^\omega$$

$$a = (V - X) / (C + I + G) (P / P_D)^\sigma$$

$$x_0 = X / [Y^{*x_1} (P / P^{**})^{x_2}]$$

$$\varphi_0 = (r - \bar{r}) / (-\bar{u})^{\varphi_1}$$

Les paramètres de référence finalement retenus sont présentés au Tableau 5 :

Le coefficient  $g$ , indice de croissance de la productivité (ainsi que de la production, l'emploi n'ayant pas de tendance à long terme), est, comme on l'a dit, déterminé par la croissance moyenne sur la période 70 1 – 87 2 (taux moyen annuel : 2,7 %). Les « poids » relatifs du capital et du travail dans la fonction de production sont calculés de manière à caler la part du travail retenue dans le compte de référence, c'est-à-dire 54,5 %, le reste cumulant la rémunération du capital et la rente de concurrence imparfaite. L'élasticité de substitution de la fonction de production a été prise égale à  $1 / (1 + \omega)$  soit  $1 / 3$ , valeur nettement inférieure à l'unité mais se situant dans la tranche supérieure des estimations retenues sur données françaises. La valeur choisie du coût d'installation du capital (coefficient  $A$ ) implique, en dyna-

mique au voisinage de la croissance équilibrée, un sur-coût marginal unitaire de  $2AI/K$  soit 7,16 %. Le taux implicite d'amortissement  $\mu$  résulte du rapport moyen  $I/K$  duquel on a retranché le taux de croissance  $g$  et correspond à un taux annuel d'amortissement de 4,4 %. Rappelons que la définition de  $K$  intègre le bâtiment.

TABLEAU 5  
CHIFFREMENT DES PARAMÈTRES

|          |          |            |          |             |         |
|----------|----------|------------|----------|-------------|---------|
| $g$      | 1,0067   | $\pi$      | 1,0170   | $x_0$       | 1,1097  |
| $\beta$  | 14,4992  | $\gamma$   | 0,990338 | $x_1$       | 1,00    |
| $\beta'$ | 6,91224  | $\lambda$  | 0,50     | $x_2$       | - 0,80  |
| $\omega$ | 2,00     | $\alpha$   | 0,05     | $\varphi_0$ | 0,00174 |
| $A$      | 2,00     | $\alpha'$  | 1,00     | $\varphi_1$ | 0,1     |
| $\mu$    | 0,98869  | $\alpha''$ | 1,00     | $\bar{u}$   | - 4,0   |
| $\eta_1$ | 0,709204 | $\sigma$   | 1,400    | $\bar{r}$   | 1,0249  |
| $\eta_2$ | 0,011397 | $a$        | 0,768984 |             |         |

Pour interpréter les valeurs, calculées, des paramètres  $\eta_1$  et  $\eta_2$ , rappelons la spécification de la fonction de demande de biens adressée à la firme dans la maquette :

$$V_{it} = (P_{it} / P_t)^{-1/(1-\eta_1)} (S_{i,t-1} / S_{t-1})^{\eta_2/(1-\eta_1)} V_t / m,$$

Lorsque la firme  $i$  augmente le prix de son output de 1 %, elle provoque une diminution de sa part de marché de 3,44 % générant à l'équilibre symétrique un taux de mark-up de  $1 / \eta_1 = 1,41$ . Par ailleurs, le doublement des stocks de l'entreprise conduit à un relèvement de sa part de marché de 3,9 %.

L'inflation  $\pi$  sert à normer le taux d'intérêt réel, et corrélativement la préférence pour le présent des consommateurs ( $\gamma = \pi / r$ ). La spécification en  $C^{1-\lambda} / (1 - \lambda)$  de la fonction d'utilité dynamique des ménages conduit à une élasticité de substitution intertemporelle de  $1 / \lambda = 2,0$ . Les auteurs sont très partagés quant à la valeur à attribuer à  $\lambda$ . Des chiffres plus bas ont été proposés. Ainsi Backus, Kehoe et Kydland (1989) fixent  $\lambda$  à 2 dans leur maquette. Les résultats économétriques de Eichenbaum, Hansen et Singleton (1989) concluent à  $\lambda$  compris entre 0,5 et 3, alors que ceux de Hall (1988) conduisent à des valeurs supérieures à 5. Benabou (1985) obtient sur données françaises des valeurs très faibles mais non vraiment significatives.

Le degré de flexibilité dynamique de l'emploi  $\alpha$  a été choisi proche de zéro impliquant un fort degré d'hystérésis. Les valeurs  $\alpha'$  et  $\alpha''$ , caractéristiques du taux d'emploi désiré, sont dans la maquette une simple normalisation.

On a supposé une élasticité de substitution entre biens nationaux et biens étrangers  $\sigma$  de 1,4, identique pour tous les agents, valeur de l'ordre de grandeur des estimations des élasticités prix de long terme des importations dans le cas

français. Le coefficient  $a$ , calculé, correspond à peu près à la part de la demande produite nationalement. En ce qui concerne les exportations, les paramètres  $x_0$  et  $x_1$  ne sont en fait que des normalisations, la demande mondiale  $Y^*$  étant exogène. L'élasticité prix  $x_2$  a été choisie de manière cohérente avec les estimations généralement retenues sur données macroéconomiques pour la France.

Les quatre derniers paramètres, enfin, ont trait à l'équation de mouvements de capitaux. Un niveau de réserves de quatre trimestres d'exportations est considéré comme un plafond désiré ( $-\bar{u}$ ) au-delà duquel le taux d'intérêt est supposé ne plus différer du taux du marché international  $\bar{r}$ . En deçà, le degré de mobilité est mesuré par l'inverse de  $\varphi_1$ . La maquette a été calibrée de sorte que dans le long terme la dette extérieure  $U$  soit nulle pour un différentiel de taux d'intérêts  $r - \bar{r}$  de 0,2 points. Au voisinage de l'équilibre, une augmentation du taux d'intérêt d'un centième de point engendre une entrée de capitaux de  $(-\bar{u})/(r - \bar{r})/\varphi_1 = 2$  trimestres d'exportations.

### 2.3 Propriétés de statique comparative de la maquette

Les développements ci-dessus ont décrit une méthode de construction d'une solution de long terme de la maquette passant approximativement par un compte de référence donné. Elle ne garantit évidemment pas l'existence ni l'unicité d'une solution pour un jeu de paramètres quelconques donné. Nous pouvons plus précisément montrer que d'une manière générale deux solutions peuvent coexister. Toutefois, pour le chiffrage retenu pour les paramètres, seule la solution de référence s'avère compatible avec les conditions de Blanchard et Kahn.

Le Tableau 6 présente les effets de chocs sur les différentes variables exogènes de la maquette, calculés sur le modèle de long terme original. Un choc de 1 % sur l'offre (variante  $v = 0,0437$ , soit 1 % de la production de référence) serait, dans une économie fermée, absorbé par une augmentation égale de la consommation. Dans une économie ouverte, les importations supplémentaires nécessitées par l'accroissement de la demande imposent une baisse de prix pour satisfaire la contrainte extérieure. Cette baisse est obtenue par une diminution du capital, correspondant à une augmentation de son prix relatif qui n'a pas à être importante en raison de la très faible élasticité implicite de  $K/L$  par rapport à  $P$  (environ 1/10). Un choc sur l'offre de travail  $L^*$  a des effets identiques à la variante précédente à ceci près que l'augmentation doit maintenant passer par une augmentation de capital qui serait dans une économie fermée proportionnel au choc sur l'emploi

Les trois variantes suivantes, correspondant à des chocs extérieurs, sont fortement reliées. Un choc positif de demande mondiale  $Y^*$  crée une variation de prix nationaux presque proportionnelle avec très peu d'influence sur l'offre, bien que stimulant la demande par un effet de prix relatifs (effet Laursen-Metzler). L'incidence des prix des concurrents  $P^{**}$  est homothétique à celle de  $Y^*$  (facteur de  $|x_2/x_1| = 0,8$ ). Les prix à l'importation  $P^*$ , quant à eux, ont une influence opposée à celle de  $P^{**}$  sur les valeurs réelles. L'explication de ce résultat est simplement l'homogénéité de degré 1 du système par rapport aux prix. Autrement dit, le doublement des prix étrangers ne fait que provoquer le doublement des prix

TABLEAU 6  
VARIANTES DE BASE DE LONG TERME

| Variables        | Référence | $nu/Q$ 1 % | $L^*$ 1 % | $P^*$ 1 % | $P^{**}$ 1 % | $Y^*$ 1 % | $G$ 1 % | $r^*0,01$ % | $r$ 0,01 % | $N$ 10 % |
|------------------|-----------|------------|-----------|-----------|--------------|-----------|---------|-------------|------------|----------|
| <i>Endogènes</i> |           |            |           |           |              |           |         |             |            |          |
| $C$              | 2,9804    | 1,1527     | 0,9442    | -0,2624   | 0,2624       | 0,3294    | -0,2675 | 0,3724      | -0,3745    | -0,0774  |
| $I$              | 0,6214    | -0,0886    | 0,9105    | -0,0716   | 0,0716       | 0,0898    | 0,0000  | 0,0422      | -0,2525    | -0,0088  |
| $P$              | 1,0900    | -0,8803    | -0,8801   | 0,2812    | 0,7188       | 0,8968    | 0,0000  | 0,4203      | -0,3893    | -0,0873  |
| $Pd$             | 1,0682    | -0,6725    | -0,6723   | 0,4511    | 0,5489       | 0,6831    | 0,0000  | 0,3206      | -0,2970    | -0,0666  |
| $V$              | 4,3243    | 0,9795     | 0,9793    | -0,0166   | 0,0166       | 0,0208    | 0,0000  | 0,0098      | -0,0471    | -0,0020  |
| $M$              | 1,1146    | -0,1790    | -0,1789   | -0,9465   | 0,9465       | 1,1958    | 0,0000  | 0,7071      | -0,7051    | -0,1469  |
| $Q$              | 4,3721    | 0,9795     | 0,9793    | -0,0166   | 0,0166       | 0,0208    | 0,0000  | 0,0098      | -0,0584    | -0,0020  |
| $r$              | 1,0269    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0100     | 0,0000   |
| $X$              | 1,0358    | 0,7099     | 0,7097    | -0,2244   | 0,2244       | 0,2812    | 0,0000  | -0,3362     | 0,3115     | 0,0699   |
| $K$              | 34,7252   | -0,0886    | 0,9105    | -0,0716   | 0,0716       | 0,0898    | 0,0000  | 0,0422      | -0,2525    | -0,0088  |
| $L$              | 13,2122   | 0,0000     | 1,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $S$              | 7,1704    | 0,9795     | 0,9793    | -0,0166   | 0,0166       | 0,0208    | 0,0000  | 0,0098      | -1,0820    | -0,0020  |
| $U$ niv.         | 0,0000    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | -2,3482     | 2,3636     | 0,0000   |
| $Prd$            | 0,9800    | 0,2097     | 0,2096    | 0,1694    | -0,1694      | -0,2118   | 0,0000  | -0,0997     | 0,0923     | 0,0207   |
| $w$              | 0,1966    | 2,0444     | -0,9422   | 0,2305    | 0,7695       | 0,9607    | 0,0000  | 0,4500      | -0,5676    | -0,0935  |
| <i>Exogènes</i>  |           |            |           |           |              |           |         |             |            |          |
| $G$              | 0,7972    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 1,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $L^*$            | 13,2122   | 0,0000     | 1,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $N$              | 0,0144    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 10,0000  |
| $P^*$            | 1,0000    | 0,0000     | 0,0000    | 1,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $P^{**}$         | 1,0000    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 1,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $Y^*$            | 1,0000    | 0,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 1,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |
| $nu/Q$           | 0,0000    | 1,0000     | 0,0000    | 0,0000    | 0,0000       | 0,0000    | 0,0000  | 0,0000      | 0,0000     | 0,0000   |



intérieurs sans aucun effet réel. Un accroissement de la demande publique  $G$  évince quant à lui complètement la consommation des ménages.

Les trois dernières variantes consistent en un choc *ex ante* sur le niveau d'équilibre de la contrainte extérieure. Une augmentation du taux d'intérêt étranger  $\bar{r}$ , a pour effet de relâcher la contrainte extérieure et provoque donc une relance de l'activité répartie entre volumes et prix selon un schéma similaire à celui décrit plus haut. Une élévation du taux d'intérêt national  $r$  produit des effets presque symétriques de  $\bar{r}$  à ceci près que, déprimant maintenant l'investissement, il conduit à une baisse du niveau de capital et de production supérieure aux variations correspondantes observées dans le cas précédent. Une variation des transferts extérieurs a des conséquences strictement proportionnelles à une modification de  $\bar{r}$ .

### 3. LA DYNAMIQUE

Dans cette section, nous raisonnons sur le modèle écrit en variables réduites et au voisinage de son état stationnaire de référence. Après avoir calculé les valeurs propres, et vérifié qu'elles satisfont à la condition de Blanchard et Kahn qui garantit l'existence et l'unicité d'une solution, nous donnons une interprétation économique de celles-ci à partir de chocs de structure réalisés sur des paramètres. Nous présentons alors les multiplicateurs dynamiques associés à deux altérations des variables exogènes, respectivement un accroissement de la consommation des administrations et une élévation de la productivité des facteurs.

#### 3.1 Les valeurs propres

Le bloc interdépendant du modèle écrit en variables réduites (Tableau 2) a été linéarisé au voisinage de l'état stationnaire de référence. Cette approximation linéaire a la forme :

$$S_1 y_{t-1}^1 + S_2 y_t + S_3 y_{t+1}^2 + S_4 u_t = 0, \quad t \geq 0 \quad (28)$$

$y$  et  $u$  sont les vecteurs des écarts respectifs des 14 endogènes et des 7 exogènes par rapport à leurs valeurs stationnaires de référence. Les 5 premières composantes de  $y$  constituent le vecteur  $y_2$  des endogènes anticipées, et les 5 dernières, le vecteur  $y_1$  des prédéterminées.

Par élimination, d'une part des variables endogènes n'apparaissant que sous forme contemporaine, d'autre part des variables anticipées (retardées) non linéairement indépendantes des autres variables anticipées (retardées), nous pouvons nous ramener à un système contenant 4 variables prédéterminées ( $K_t$ ,  $S_t$ ,  $U_t$ ,  $L_t$ ) et 3 anticipées ( $C_t$ ,  $P_t$ ,  $I_t$ ). La représentation d'état s'obtient en formant le vecteur d'état  $x_t$  par empilement des prédéterminées et des anticipées avancées d'une période :

$$x_t = A x_{t-1} + h_t, \quad t \geq 1 \quad (29)$$

Ce système d'ordre 7 est séparable en un système interdépendant d'ordre 6 et une équation dynamique d'emploi, déduite de (T2.10) :

$$L_t = \alpha L_t^* + (1 - \alpha) L_{t-1} \quad (30)$$

Laffargue (1990, Proposition 1) discute l'existence et l'unicité d'une solution d'un modèle avec anticipations rationnelles écrit sous la forme (29). Ces propriétés sont assurées sous des conditions de régularité qui ne posent aucun problème ici, et si la matrice  $A$  a autant de valeurs propres de module inférieur à l'unité qu'il existe d'endogènes prédéterminées, et de valeurs propres de module supérieur à un qu'il y ait de variables anticipées, soit respectivement quatre et trois. Cette condition qui avait été établie par Blanchard et Kahn (1980), est satisfaite ici comme le montre le Tableau 7.

Nous considérerons successivement trois types de choc de structure. Le premier concerne des altérations des paramètres qui ne modifient pas l'état stationnaire. Le second regroupe des changements de coefficients structurels qui ont un effet non seulement sur la dynamique mais aussi sur l'état stationnaire. Les résultats obtenus nous suggéreront enfin d'annuler certains groupes de paramètres, ce qui permettra d'isoler des mécanismes dynamiques spécifiques facilement interprétables.

a) Plusieurs paramètres du modèle peuvent être modifiés sans altérer l'état stationnaire qui reste à sa valeur de référence. Par exemple le paramètre  $\alpha$ , qui mesure l'ampleur de l'hystérésis sur le marché de l'emploi, n'a d'influence que sur la valeur propre égale à  $1 - \alpha$ .

Les chocs de structure sur deux autres paramètres sont plus instructifs :

$\lambda$  est l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle. Nous avons attribué à ce paramètre la valeur de référence 0,5. Le Tableau 7 donne les valeurs propres obtenues avec  $\lambda = 10/3$ . Nous observons que les deux valeurs propres les plus proches de 1, s'en rapprochent encore plus. Cela signifie que : 1) des anticipations pour un avenir lointain influencent davantage le présent ; 2) un passé éloigné a un effet plus puissant sur le présent. En d'autres mots, le modèle est moins stable relativement au futur et au passé.

Les paramètres  $\varphi_0$  et  $\varphi_1$  de l'équation reliant le taux d'intérêt à celui d'endettement extérieur, peuvent être modifiés simultanément pour que l'endettement reste nul dans l'état stationnaire, et donc à sa valeur de référence. Nous avons altéré ces paramètres de façon à ce que  $\varphi_1$ , qui est l'élasticité du taux d'intérêt par rapport à celui d'endettement, passe de 0,1 à 1,4. Alors les deux valeurs propres les plus proches de 1 s'en éloignent de façon importante et le modèle devient plus stable.

b) Les autres chocs de structure ont consisté à donner une ou deux valeurs, différant de la référence, aux principaux paramètres structurels non encore considérés. Les résultats les plus intéressants apparaissant sur le Tableau 7 sont :

Les valeurs propres les plus proches de 1 (0,9937 et 1,0094) sont peu sensibles aux paramètres du comportement des entreprises ( $\eta_1$ ,  $\eta_2$ ,  $A$ ,  $\omega$ ). En revanche elles sont très sensibles à une variation de  $\gamma$ , c'est à dire du taux d'escompte psychologique des ménages (qui est un déterminant important de la valeur stationnaire du taux d'intérêt).

TABLEAU 7

## LES VALEURS PROPRES

| Paramètres perturbés |                      |                    | Valeurs propres* |        |        |        |        |        |
|----------------------|----------------------|--------------------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Paramètres           | Valeurs de référence | Valeurs perturbées |                  |        |        |        |        |        |
| Aucun                |                      |                    | 1,2085           | 1,0676 | 1,0094 | 0,9937 | 0,9418 | 0,8439 |
| $\lambda$            | 0,5                  | 10/3               | 1,1985           | 1,0472 | 1,0061 | 0,9969 | 0,9582 | 0,8471 |
| $\varphi_1$          | 0,1                  | 1,4                | 1,2094           | 1,0688 | 1,0300 | 0,9732 | 0,9414 | 0,8431 |
| $\varphi_0$ compensé |                      |                    |                  |        |        |        |        |        |
| $\gamma$             | 0,99                 | 0,9895             | 1,2393           | 1,0639 | 1,0043 | 0,9997 | 0,9456 | 0,8277 |
| $x_2$                | -0,8                 | -1,05              | 1,2100           | 1,0691 | 1,0100 | 0,9931 | 0,9409 | 0,8433 |
|                      |                      | -0,40              | 1,2051           | 1,0653 | 1,0081 | 0,9949 | 0,9436 | 0,8453 |
| $a$                  | 0,76898              | 0,82               | 1,2095           | 1,0674 | 1,0094 | 0,9937 | 0,9420 | 0,8439 |
|                      |                      | 0,65               | 1,2097           | 1,0680 | 1,0092 | 0,9937 | 0,9415 | 0,8417 |
| $\sigma$             | 1,4                  | 1,6                | 1,2090           | 1,0686 | 1,0098 | 0,9933 | 0,9411 | 0,8436 |
|                      |                      | 0,6                | 1,2064           | 1,0640 | 1,0072 | 0,9958 | 0,9447 | 0,8448 |
| $\eta_2$             | 0,0114               | 0,0214             | 1,1828           | 1,0562 | 1,0094 | 0,9937 | 0,9514 | 0,8628 |
| $\eta_1$             | 0,7092               | 1,20               | 1,2135           | 1,0659 | 1,0093 | 0,9937 | 0,9380 | 0,8413 |
| $A$                  | 2                    | 4                  | 1,1561           | 1,0622 | 1,0094 | 0,9937 | 0,9465 | 0,8752 |
| $\omega$             | 2                    | 2,3                | 1,2133           | 1,0733 | 1,0095 | 0,9936 | 0,9367 | 0,8397 |
|                      |                      | 1,3                | 1,1910           | 1,0484 | 1,0086 | 0,9944 | 0,9604 | 0,8560 |
| $\varphi_1$          | 0,1                  | 0                  | 1,2084           | 1,0676 | 1,0030 | 1      | 0,9418 | 0,8439 |
| $\varphi_0$ compensé |                      |                    |                  |        |        |        |        |        |
| $\varphi_1$          | 0,1                  | 0                  | 1,1408           | 1,0098 | 1,0030 | 1      | 0,9933 | 0,8793 |
| $\varphi_0$ compensé |                      |                    |                  |        |        |        |        |        |
| $\eta_2$             | 0,014                | 0                  |                  |        |        |        |        |        |

\* Non compris celle égale à:  $1 - \alpha$ , soit 0,95 dans la référence.

Les valeurs propres les plus éloignées de 1 (0,8439 et 1,2085) sont principalement influencées par les paramètres des entreprises. Les deux valeurs propres intermédiaires (0,9417 1,0676) sont sensibles aux paramètres des entreprises, à l'exception de celui concernant le coût  $A$  d'installation des biens d'équipements nouveaux.

c) Ces résultats suggèrent deux chocs de structure particuliers. Le premier revient à rendre le taux d'intérêt  $r$  insensible à l'endettement extérieur et fixé à

sa valeur de référence. Pour cela le paramètre  $\varphi_1$  est annulé et  $\varphi_0$  se voit attribué la valeur adéquate. L'état stationnaire du modèle présente alors une indétermination : le cœur du Tableau 3 peut être résolu récursivement à partir d'une valeur arbitraire attribuée au capital. Parmi tous les états stationnaires possibles nous avons encore celui de référence, et nous avons choisi de calculer les valeurs propres à son voisinage.

Deux équations du modèle déterminent alors deux dynamiques autonomes. D'abord celle d'accumulation de la dette extérieure (T2.17) qui donne lieu à une valeur propre égale à :  $r / (g \pi) = 1,003$ . Ensuite celle de consommation (T2.8) dont l'approximation linéaire

$$(1 - \lambda) C_{t+1} / C_0 - P_{D,t+1} / P_{D0} = (1 - \lambda) C_t / C_0 - P_{D,t} / P_{D0} \quad (31)$$

est responsable d'une valeur propre égale à 1. Nous obtenons ainsi une interprétation économique des deux valeurs propres les plus proches de l'unité.

Le second choc de structure ajoute au précédent l'annulation du paramètre  $\eta_2$ . Cela revient à supposer que dans la concurrence que les entreprises se livrent entre elles, leurs stocks respectifs ne jouent plus aucun rôle. La valeur stationnaire de ceux-ci devient alors nulle. Deux nouvelles équations définissent maintenant des dynamiques autonomes. La première, déduite de (T2.4), exprime l'égalité du taux de croissance du prix de production au taux d'intérêt réel. La seconde (T2.3) détermine la variation des stocks comme un simple solde du modèle. Elles sont responsables des valeurs propres respectives :  $r / \pi = 1,0098$  et  $1 / g = 0,993$ . Nous obtenons ainsi une interprétation économique des valeurs propres du modèle situées à une distance intermédiaire de 1.

Les deux dernières valeurs propres, celles les plus éloignées de 1, peuvent être attribuées au comportement d'investissement, c'est-à-dire aux équations (T2.2) et (T2.5). La dynamique de ces relations est indépendante de celle du reste du modèle, puisque les variables de prix, taux d'intérêt et emploi qui y figurent suivent des évolutions prédéterminées.

Le second choc de structure a éclaté le comportement des entreprises en trois parties indépendantes : prix, stocks, investissement. Ce faisant, les quatre valeurs propres associées à ce comportement ont été notablement altérées (rapprochées de 1 pour deux d'entre elles). Elles n'avaient pas été modifiées par le premier choc.

### 3.2 Les multiplicateurs dynamiques

Les multiplicateurs dynamiques que nous avons calculés correspondent à une petite variation d'une variable exogène à l'instant 0, non anticipée avant cette date. Ils sont obtenus sur l'approximation linéaire (28) au voisinage de l'état stationnaire de référence. La relation (28) est complétée par la donnée des valeurs à la date -1 de quatre des cinq endogènes prédéterminées ( $K_{-1}$ ,  $L_{-1}$ ,  $S_{-1}$ ,  $U_{-1}$ ) et par l'approximation linéaire de l'équation (12') qui constitue la cinquième condition initiale et qui inclut des variables aux dates -1 et 0. Les endogènes anticipées sont fixées à l'équilibre à la date horizon de la simulation.

La forme linéaire (28) est simulée par la méthode de relaxation décrite dans Laffargue (1990). Des multiplicateurs dynamiques attachés à des chocs plus amples pourraient être aisément obtenus en combinant une succession de résolutions de l'approximation linéaire précédente, mais recalculée au voisinage de différents points, conformément à la logique de l'algorithme de Newton-Raphson.

### 3.2.1 *Augmentation de la consommation des administrations*

Nous considérons d'abord les effets d'un accroissement  $\Delta G$  pour 10 périodes à partir de l'instant 0, de la consommation des administrations de 0,01 (soit moins de 0,25 % du PIB). L'état initial de l'économie (à la période -1) est celui stationnaire de référence. La proximité de l'unité de deux valeurs propres impose de retenir un horizon de simulation élevé (400 périodes).

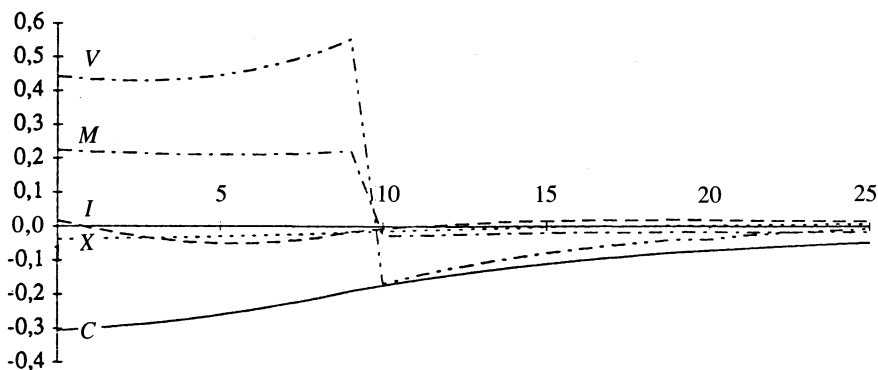
Le Graphique 1 donne les multiplicateurs dynamiques pour les ventes  $V$  et ses composantes. Chacune des variations de ces variables a été divisé par  $\Delta G$ . On rappelle que la relation en volume :

$$V + M = G + C + X + I, \quad (32)$$

n'est qu'approximativement vérifiée quand, comme c'est le cas ici, les rapports des prix diffèrent de 1.

Nous constatons que durant la relance, un accroissement unitaire de  $G$  conduit à une élévation des ventes des entreprises nationales  $V$  de 0,45 et des importations  $M$  de 0,22. Les exportations  $X$  baissent de 0,03 et la consommation  $C$  de 0,25. L'investissement  $I$  augmente durant une période, puis baisse ensuite, mais son mouvement n'est jamais ample. Après la date 9 la variation des ventes devient brutalement négative et leur variation ultérieure correspond largement à celle de la consommation.

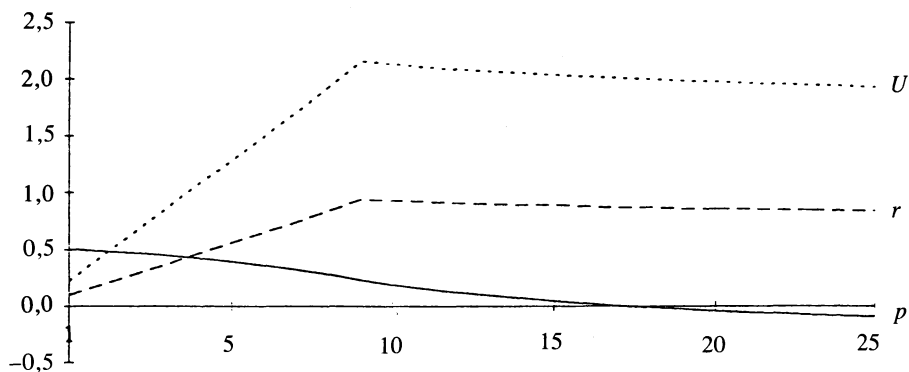
GRAPHIQUE 1



À la date 0 la pression sur la demande résultant de l'expansion budgétaire temporaire, induit une hausse de prix qui s'amortit progressivement. Cette évolution incite les ménages à repousser temporairement et pour un ampleur de plus en plus faible leur consommation. D'autre part la perte de compétitivité explique la baisse des exportations et partiellement la hausse des importations. Celles-ci dépendent aussi de la demande nationale :  $C + I + G$ , qui est forte durant les 10 premières périodes puis déprimée ensuite.

Dans le graphique 2, comme dans les suivants, les multiplicateurs continuent à être normés par  $\Delta G$ . Mais pour en comprendre le sens il faut se rappeler que les quantités de biens et services et la dette extérieure  $U$  sont en centaines de milliards de francs 1980. Le prix à la production a été renormé pour que  $p$  vaille 10 dans le compte central (aux problèmes de non linéarité près, un accroissement de la consommation des administrations de 100 milliards de francs augmente instantanément  $p$  de :  $0,5/10 = 5\%$ ). Le taux d'intérêt a été de même renormé pour que ses variations apparaissent en centièmes de point.

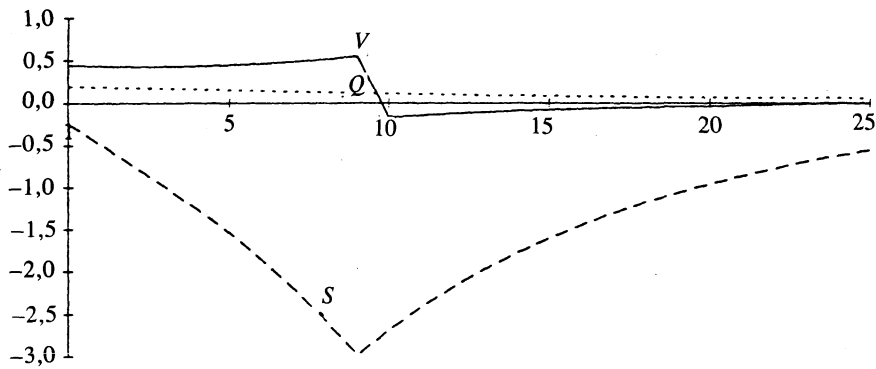
GRAPHIQUE 2



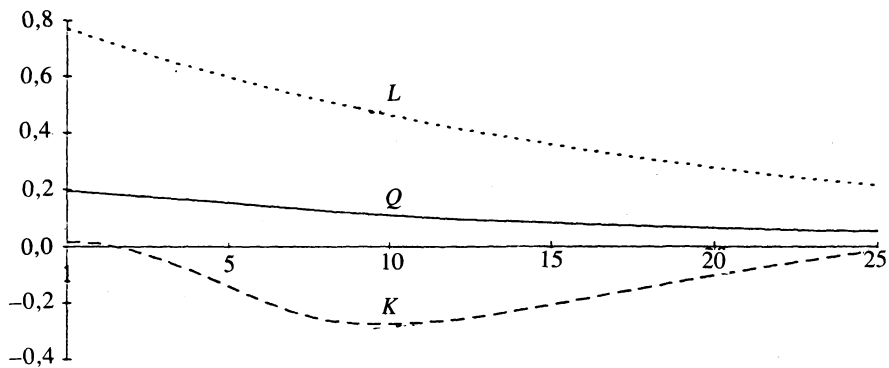
La hausse du prix des exportations ne suffit pas à combler les évolutions défavorables des volumes des échanges extérieurs pendant la période de relance. Aussi durant celle-ci l'endettement extérieur  $U$  augmente, pour s'amortir ensuite. Le taux d'intérêt  $r$  suit cette évolution. Nous remarquons que ses variations sont très faibles avec le chiffrage que nous avons choisi (un endettement supplémentaire égal à deux trimestres d'exportations augmente le taux d'intérêt de 0,01 %).

Le Graphique 3 montre que le choc temporaire de demande conduit à une évolution contrastée des ventes, mais beaucoup plus régulière de la production  $Q$ , les mouvements de stocks servant de tampon.

GRAPHIQUE 3



GRAPHIQUE 4



Dans le Graphique 4 (où la main d'œuvre employée  $L$  est mesurée en millions de personnes) nous observons que l'accroissement de la production à la date zéro résulte essentiellement de celui de l'emploi. Rappelons qu'à cet instant le taux de salaire réel est prédéterminé, et que les firmes peuvent embaucher sans surcoût. Par la suite la main d'œuvre nouvelle freinera toute progression salariale pouvant menacer son emploi, et celui-ci ne rejoindra que progressivement son niveau de long terme (puisque nous n'avons pas supposé d'hystérésis parfaite).

L'évolution du capital  $K$ , et celle de l'investissement, sont complexes. La faible ampleur des variations du taux d'intérêt suggère qu'elles n'aient guère de conséquences. En revanche la hausse temporaire des prix semble avoir un effet d'arbitrage intertemporel sur l'investissement, analogue à celui sur la consommation. Un désinvestissement temporaire est d'autant plus facile que la substitution du travail au capital est aisée ici. L'accélérateur, largement dominé par cet effet, n'apparaît clairement que pour la première période.

Dans le but d'évaluer la robustesse des résultats trouvés, diverses variantes ont été réalisées combinées à des altérations de certains paramètres (chocs de structure). Résumons brièvement les conclusions que nous pouvons en tirer :

- a) l'augmentation de la durée du choc de demande accroît les multiplicateurs de la production et des prix, ainsi que l'accélérateur. Mais ces hausses atteignent un maximum pour une durée du choc bien précise, et dans le cas limite d'un choc permanent, le seul effet est une diminution immédiate et définitive de la consommation des ménages d'un montant égal à l'augmentation des dépenses publiques, sans aucune action sur la production. L'éviction de la consommation privée par celle publique est maintenant totale;
- b) une plus grande sensibilité du taux d'intérêt à l'endettement extérieur, obtenue par un accroissement de  $\phi_1$ , a un effet stabilisant en réduisant nettement la hausse des ventes, de la production et du prix de celle-ci, par l'intermédiaire d'un moindre investissement;
- c) une élasticité de substitution intertemporelle des ménages  $1/\lambda$  plus basse, modère la décroissance de la consommation et accentue la progression des ventes, de la production et du prix de celle-ci;
- d) une moindre hystérésis sur le marché du travail  $-\alpha$  s'accroît- est favorable à l'embauche mais provoque un surcroît d'inflation, conduisant finalement à une hausse des ventes moindre.

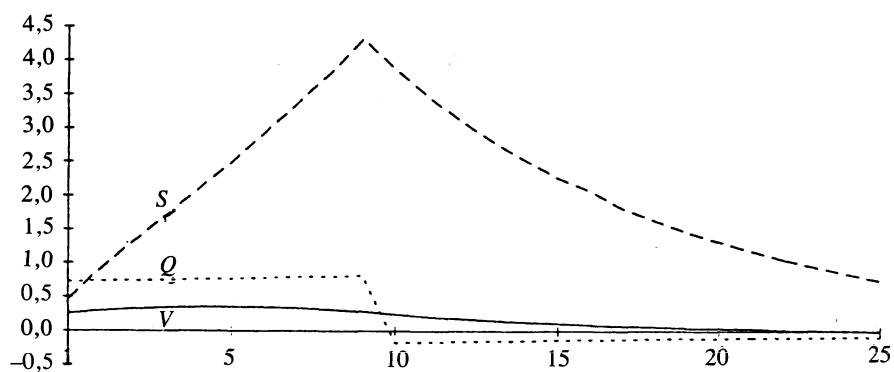
### 3.2.2 Choc de productivité

Nous supposons maintenant que la fonction de production subit une translation verticale de 0,01 durant 10 périodes (dans l'expression (T2.1) le terme  $v_t$  passe de 0 à 0,01 pour:  $0 \leq t \leq 9$ ).

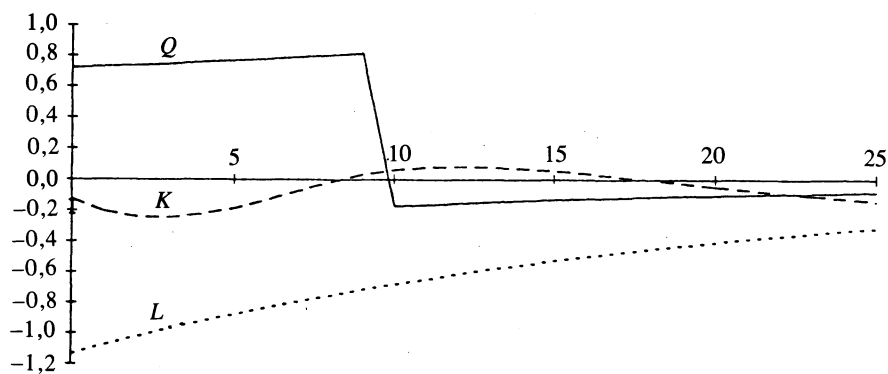
Les Graphiques 5 à 8 représentent les multiplicateurs dynamiques, divisés par  $\Delta v$ . Les conventions pour  $U$ ,  $p$  et  $r$  sont les mêmes que précédemment.



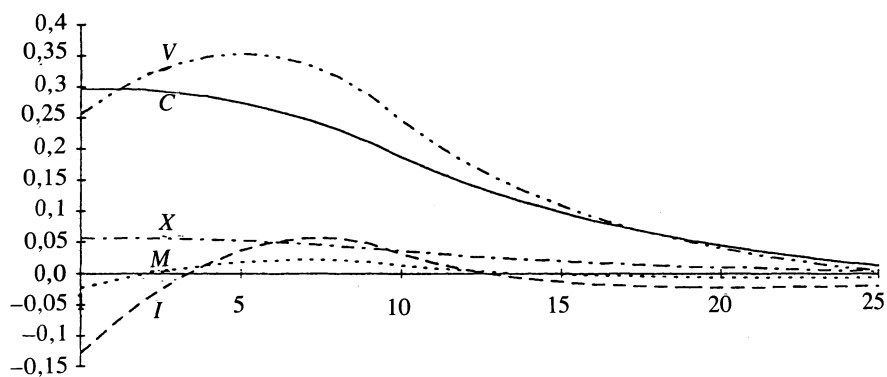
GRAPHIQUE 5



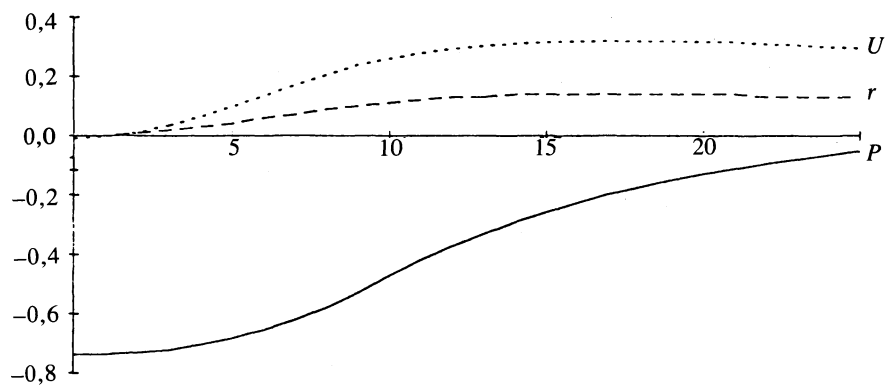
GRAPHIQUE 6



GRAPHIQUE 7



GRAPHIQUE 8



Le Graphique 5 montre que la production  $Q$  ne répercute qu'une partie (72 à 81 %) du choc favorable de productivité: son multiplicateur dynamique hors choc est négatif et ne subit pas de rupture quand le choc cesse. Le multiplicateur des ventes  $V$  a une évolution cette fois-ci plus régulière que celui de  $Q$  (choc inclus). L'écart se résout par une stockage dans la période de forte production et un déstockage ensuite. Le contraste entre les Graphiques 3 et 5 est intéressant. Un choc temporaire favorable sur la demande conduit à une baisse des stocks tant qu'il dure. Un choc temporaire favorable sur l'offre a l'effet contraire. Si les fluctuations économiques résultaient principalement de perturbations stochastiques sur l'offre notre modèle générerait une dynamique pro-cyclique des stocks<sup>2</sup>.

Les entreprises savent que pour écouler leur élévation temporaire de production elles doivent baisser leurs prix  $p$ . Leur politique de stockage et d'étalement des ventes limitent l'ampleur de cette diminution, mais ne l'annule pas et en allonge la durée (Graphique 8). Cette baisse du prix de vente est la cause de la diminution de la production (hors choc de productivité) qui s'effectue par une réduction de l'emploi  $L$  (Graphique 6).

La baisse temporaire de  $p$  se reflète, par un effet de substitution intertemporelle, dans une hausse temporaire de la consommation  $C$ , comme le montre le Graphique 7. La meilleure compétitivité de la France améliore ses exportations en volume  $X$ , mais est sensiblement équilibrée par la plus forte demande en ce qui concerne les importations  $M$ , qui ne bougent guère.

Cependant l'élasticité-prix des exportations étant inférieure à 1, la valeur en francs de celles-ci diminue et la balance commerciale devient déficitaire. Aussi le Graphique 8 montre que l'endettement extérieur  $U$  progresse, et qu'il entraîne le taux d'intérêt  $r$ .

L'investissement  $I$  et le capital  $K$  ont cette fois encore des évolutions complexes. L'effet négatif d'accélération (la production hors choc baisse) et l'effet positif de substitution intertemporelle résultant de la baisse temporaire de prix, l'emportent tour à tour (Graphique 7). Un chiffrage différent du modèle qui conduirait à une variation plus ample du taux d'intérêt, compliquerait encore plus ces dynamiques.

## CONCLUSION

La portée du présent exercice doit être considérée comme essentiellement méthodologique. Notre objectif n'était pas de construire un modèle opérationnel de l'économie française, mais d'illustrer par la construction d'une maquette la possibilité de progresser vers plus de cohérence et de rationalité dans les fondements théoriques des modèles macroéconométriques d'inspiration keynésienne. Le schéma retenu décrit une petite économie ouverte en situation de concurrence monopolistique sur tous les marchés, avec l'inclusion d'une rigidité nominale (salaires fixés

---

2. Celle-ci est observée dans l'économie américaine, beaucoup moins dans la japonaise (West (1989, 1990)).

une période à l'avance) ouvrant la voie à des effets de nature keynésienne. La spécification de ce modèle d'une vingtaine d'équations, quoique proche des modèles économétriques traditionnels, s'en distingue par le fait que ses paramètres dérivent directement des caractéristiques structurelles fondamentales de l'économie (préférences des agents, technologie). La maquette n'a pas fait l'objet d'une estimation économétrique mais a été simplement chiffrée par calage de la solution stationnaire sur données trimestrielles françaises.

Des simulations dynamiques avec anticipations rationnelles ont été réalisées au voisinage de l'équilibre stationnaire décrivant la réponse du système à des chocs transitoires non anticipés de demande et d'offre. Les simulations présentent des effets qualitativement semblables à ceux fournis par les modèles macroéconométriques, quoique le multiplicateur s'y révèle plus réduit. Ce résultat provient de l'absence de restriction sur les arbitrages intertemporels des ménages. Il est clair que cette maquette n'est qu'une étape dans la recherche d'un schéma opérationnel dont les bases théoriques seraient plus cohérentes

## BIBLIOGRAPHIE

- BACKUS, D.K., P. KEHOE et F. KYDLAND (1989), «International Borrowing and World Business Cycles», Communication au Colloque *Instabilité et Persistance*, Palais du Luxembourg, Paris, 4-6 Janvier 1990.
- BENABOU, R. (1985), «Le modèle d'optimisation dynamique de la consommation et de l'offre de travail: un test sur données françaises», *Annales de l'INSEE*, 57, pp 75-96.
- BÉNASSY, J.P. (1977), «A Neo-keynesian Model of Price and Quantity Determination in Disequilibrium», in SCHWÖDIAUER, G. Ed. *Equilibrium and Disequilibrium in Economic Theory*, Reidel Publishing Company, Boston.
- BÉNASSY, J.P. (1987), «Imperfect Competition, Unemployment and Policy», *European Economic Review*, 31, pp. 417-426.
- BÉNASSY, J.P. (1991), «Un modèle macroéconomique de chômage avec concurrence imparfaite et anticipations rationnelles», *L'Actualité économique*, ce numéro.
- BLANCHARD, O.J. et C.M. KAHN (1980), «The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations», *Econometrica*, 48, pp. 1305-1311.
- BLANCHARD, O.J. et N. KİYOTAKI (1987), «Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand», *American Economic Review*, 77, pp. 647-666.
- BLANCHARD, O.J. and J. SACHS (1982), «Anticipations, Recessions and Policy: an Intertemporal Disequilibrium Model», *Annales de l'INSEE*, 47-48, pp. 117-144.

- BLANCHARD, O.J. et L. SUMMERS (1986), «Hysteresis and the European Unemployment Problem», *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 15-77.
- DELEAU, M., P. MALGRANGE et P.A. MUET (1981), «Une maquette représentative des modèles macroéconomiques», *Annales de l'INSEE*, 42, pp. 53-92.
- DIXIT, A.K. et J.E. STIGLITZ (1977), «Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity», *American Economic Review*, 67, pp. 297-308.
- EICHENBAUM, M., L. HANSEN et K. SINGLETON (1988), «A Times Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty», *Quarterly Journal of Economics*, 103, pp. 51-78.
- HALL, R.E. (1978), «Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, 86, pp. 971-987.
- HALL, R.E. (1988) «Intertemporal Substitution in Consumption», *Journal of Political Economy*, 96, pp. 339-357.
- HART, O.D. (1982), «A Model of Imperfect Competition with Keynesian Features», *Quarterly Journal of Economics*, 97, pp. 109-138.
- KYDLAND, F. et E.C. PRESCOTT (1982), «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica*, 50, pp. 1345-1370.
- LAFFARGUE, J.P. (1990), «Résolution d'un modèle macroéconomique avec anticipations rationnelles», *Annales d'Economie et de Statistique*, 17, pp. 97-119.
- LAFFARGUE, J.P., P. MALGRANGE et T. PUJOL (1990), «Une maquette de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique», *Rapport de contrat pour le Commissariat Général du Plan*, Décision n° 37-1987.
- LINDBECK, A. et D.J. SNOWER (1986), «Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations», *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 76, pp. 235-239.
- LIPTON, D., J. POTERBA, J. SACHS et L. SUMMERS (1982), «Multiple Shooting in Rational Expectations Models», *Econometrica*, 50, pp. 1329-1333.
- LUCAS, R.E. (1976), «Econometric Policy Evaluation: a Critique.» in BRUNNER, K. et MELTZER, A. Eds., *The Phillips Curve and labor markets*, supplément au *Journal of Monetary Economics*.
- MACCINI, L.J. (1984), «The Interrelationship Between Price and Output Decisions and Investment Decisions», *Journal of Monetary Economics*, 13, pp. 41-65.
- NEGISHI, T. (1979), *Microeconomic Foundations of Keynesian Macroeconomics*, North Holland, Amsterdam.
- SNEESSENS, H. (1987), «Investment and the Inflation-Unemployment Tradeoff in a Macroeconomic Rationing Model with Monopolistic Competition», *European Economic Review*, 31, pp. 781-808.

- SNEESENS, H. (1991), «Contraintes de débouchés, capacités de production et chômage dans un modèle macroéconomique avec concurrence imparfaite», *L'Actualité économique*, ce numéro.
- WEITZMAN, M.L. (1985), «The Simple Macroeconomics of Profit Sharing», *American Economic Review*, 75, pp. 937-952.
- WEST, K.D. (1989), «Source of Cycles in Japan, 1975-1987», *Manuscrit non Publié*.
- WEST, K.D. (1990), «The Source of Fluctuations in Aggregate Inventories and GNP», *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp. 939-971.